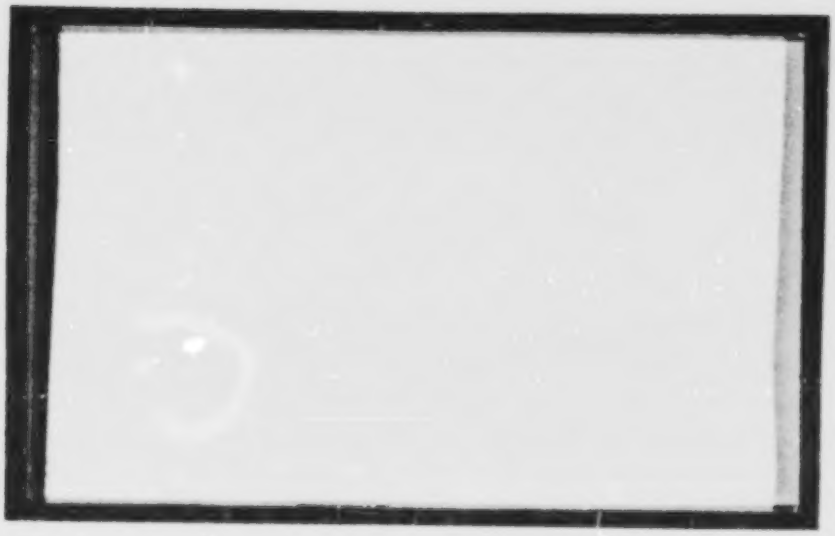
UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL



CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

CASE POSTALE 6128, SUCCURSALE A, MONTRÉAL, QUÉBEC, H3C 3J7

DRAG, un modèle de la Demande Routière, des Accidents et de leur Gravité, appliqué au Québec de 1956 à 1982

par

Marc Gaudry

Les travaux dont cet article est tiré ont été subventionnés en premier lieu par la Régie de l'Assurance Automobile du Québec; ils ont aussi bénéficié de l'appui du programme F.C.A.C. du ministère de l'Education du Québec et du Conseil de recherches en sciences naturelles et en génie du Canada. Les résultats préliminaires ont été présentés à la Régie de l'Assurance Automobile en mars 1984 et au "International Workshop on the Methodology of Modelling Road Accidents and Injury Patterns", University of Sussex, Angleterre, en juillet 1984. Pour avoir une compréhension précise des données utilisées, le lecteur intéressé peut consulter le rapport complémentaire de M. Gaudry, D. Baldino et T.C. Liem intitulé "FRQ, un Fichier Routier Québécois", publication # 360 du Centre de recherche sur les transports et cahier # 8431 du département de sciences économiques de l'Université de Montréal.

Dans l'agrégé qu'il prépare, l'auteur tiendra compte des commentaires que les lecteurs auront bien voulu lui faire parvenir.

A shorter and tighter scientific paper in English, available in May 1985, can be obtained by writing to the author.

Université de Montréal

Centre de recherche sur les transports - Publication # 359
Département de sciences économiques - Cahier # 8432

RÉSUMÉ

Nous développons une procédure à cinq niveaux pour évaluer l'influence de divers facteurs sur la demande routière et sur le nombre de victimes d'accidents de la route; nous appliquons cette procédure à des séries chronologiques mensuelles portant sur l'ensemble du Québec de décembre 1956 à décembre 1982.

Au premier niveau, nous formulons un modèle des ventes de carburants (essence et diesel) pour véhicules-moteurs dont nous extrayons les ventes à des fins de consommation routière. Cette mesure de demande de transport est elle-même objet d'analyse au second niveau et fait partie de l'ensemble de variables explicatives du nombre d'accidents de diverses catégories (avec dommages matériels seulement, non mortels et mortels) et de leur gravité (les taux de morbidité et de mortalité) qui sont analysés au troisième et au quatrième niveaux. Nous combinons au cinquième niveau les résultats antérieurs pour calculer les effets de chaque facteur sur le nombre de blessés, de tués ou sur le total des victimes de la route.

Les neuf équations stochastiques des niveaux 2, 3 et 4 définissent un MODÈLE DE RÉFÉRENCE qui utilise une soixantaine de facteurs explicatifs distincts, dont une quarantaine apparaissent dans chaque équation. La formulation de VARIANTES exige l'utilisation d'une vingtaine de facteurs supplémentaires. Il y a sept grandes catégories de variables explicatives : les variables de demande, les prix, les véhicules (nombre et caractéristiques), les variables de réseau (les lois et leur application par la police, les niveaux de service des modes, les caractéristiques physiques de l'infrastructure), les caractéristiques des conducteurs (générales, d'âge, de sexe et de vigilance), les activités économiques et motifs des déplacements, et le reste (facteurs administratifs, d'agrégation ou éléments saisonniers et constants).

Le modèle économétrique utilise les transformations de Box et Cox qui laissent les données décider de la forme mathématique de chaque équation et comprennent les formes linéaire et log-linéaire usuelles comme cas particuliers. Nous tenons simultanément compte de l'autocorrélation d'ordres multiples et de l'hétéroscédasticité de forme très générale pour obtenir des erreurs résiduelles vraiment aléatoires et de variance constante.

MOTS-CLÉS : ESSENCE, DIESEL, ACCIDENT, GRAVITÉ, VICTIMES, TRANSFORMATIONS DE BOX-COX, AUTOCORRÉLATION, HÉTÉROSCÉDASTICITÉ

An abstract in English is supplied on the following page

ABSTRACT

We develop a five-layer procedure to explain the impact of various factors on the monthly demand for road use and number of road accident victims in Quebec as a whole from December 1956 until December 1982. The first layer consists of a model of total motor vehicle fuel sales (gasoline and diesel) from which we extract fuel sales for road use. This measure of transportation demand is the object of further analysis in the second layer and appears among the explanatory variables of both the number of accidents by type (material damages, non-mortal and mortal) and their gravity (morbidity and mortality rates) which are explained in the third and the fourth layers, respectively. Results from the Demand, Accident and Gravity equations are combined to yield, in the fifth layer, evaluations of the effect of the factors considered on the number of persons hurt, killed, or on the total number of these road victims.

The nine equations estimated define a REFERENCE MODEL which involves 60 distinct factors, approximately 40 of which are used in any given equation. In addition, a number of MODEL VARIANTS are studied : they require an additional 20 variables. Explanatory factors considered belong to seven major categories : demand, prices, motor vehicles (quantities and characteristics), network (legal regimes and police, service levels of modes, infrastructure quality), consumer characteristics (general, age, sex, vigilance), economic activities and trip purposes, and other (administrative, aggregation and seasonal/constant).

The statistical model makes extensive use of flexible (Box-Cox) functional forms and simultaneously estimates the error distribution parameters (multiple autocorrelation and heteroscedasticity of a general nature) in order to obtain white noise constant variance equation residuals.

KEY WORDS : GASOLINE, DIESEL, ACCIDENTS, SEVERITY, VICTIMS, BOX-COX TRANSFORMATIONS, AUTOCORRELATION, HETEROSCEDASTICITY

On trouvera à la page précédente un résumé en français.

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier, dans le milieu universitaire, les personnes suivantes :

- Marcel Boyer, Georges Dionne et Léonard Dudley pour des discussions utiles sur la théorie du risque;
- Marcel G. Dagenais et Jean-Marie Dufour pour des échanges fructueux sur la formulation économique et économétrique du modèle;
- Léonard Dudley, pour la permission d'utiliser "Felix, the Friendly Forecaster" Copyright 1984, son logiciel interactif graphique avec lequel nous avons fait les graphiques des variables PROVASS, VTRP1617 et VTRP1819, PROHTCUM et PRODECUM, et RASC7978;
- Roger Gaudry, Louis-Philippe Pigeon et Denise Gaudry, pour des conseils en biochimie et en droit;
- Domenico Baldino, Tran Cong Liem, analystes sans lesquels le développement du modèle eut été impssible;
- les assistants Chantal Lacroix, Michel Pelletier, Daniel Théoret et Jean-Victor Côté qui ont aussi fait des contributions significatives; les autres assistants : Menouar Boulahfa, Farouk Bennani, Najib Boujjedaine Tsouli, Omar Drissi-Kaitouni, Robert Gagné, Daniel Guillaume-Sam, Abdellah Hindi, Patrice Lemyre, Christian Michaud, Mohammed El Filali El Youssefi, Joachim Ottro et Alain Pilon;
- Michel Bienvenu, Robert Bourbeau, Claire Laberge-Nadeau, Serge Lecours, Bernard Leduc et Rodrigue Tremblay qui ont fourni de l'information sur les données ou sur certains aspects médicaux.

Dans le secteur privé, plusieurs nous ont fourni de l'information :

- Pierre Asselin, Marlin Detroit Diesel Inc.;
- Roberta Cole, International Medical Statistics;
- Michel Pelletier, Voyageur;
- Association des Brasseurs du Québec

Plusieurs comités, groupes et particuliers du secteur public ont fourni une assistance soutenue :

- Police de la C.U.M. : Pierre Leclair, André Pilon, Jean-Guy de Repentigny, Louis Rossignol, Marcel St-Aubin et Eliane Tousignant;
- Ministère du revenu du Québec : Michel Marquis, Gilles Gosselin et Laura Gosselin;
- Bureau de la Statistique du Québec : Camille Courchesne et Lise Coté;
- Régie de l'Assurance Automobile du Québec : Simon Haince, Fernand Pichette, Jean Renaud et André Viel;
- Commission de transport de la Communauté Urbaine de Montréal : André Arbic et Guy Lafontaine;
- Commission de transport de la Communauté Urbaine de Québec : Daniel Dupuis et Paul-André Robert;
- Ville de Montréal : Marcel Crépault;
- Ministère de l'énergie et des ressources : Jean Servais;
- Ministère des transports du Québec : Michel Bérard, Jean De Montigny, Rodrigue Deschênes, Denis Laplante, Gilles Laplante et Monique Plamondon;
- Statistique Canada : Jeannine Bustros;
- Société des alcools du Québec : Gilles St-Michel;
- Sûreté du Québec : Claude Chagnon, Pierre Chevrier, Claude Rochon et Luc Tremblay;
- Ministère du travil : Michel Robitaille.

Lucette Boyer-Psarianos a dactylographié et mis en page le texte avec la qualité qui la caractérise.

SOMMAIRE

page

Résumé iii
Abstract iv
Remerciements v
Sommaire vi
Liste des graphiques viii
Liste des tableaux xi

1. Introduction 1

2. Structure du problème et interprétation 5
   2.1 Cadre conceptuel et idée générale du modèle DRAG 6
   2.2 Sens de ce cadre 7
   2.3 Implications pour l'interprétation des composantes 18
   2.4 Problème des variables endogènes non observées 20
   2.5 Explicitation du cadre : un modèle à 5 niveaux 22

3. Formulation retenue 25
   3.1 Variables dépendantes 26
   3.2 Catégories de variables indépendantes 42
   3.3 Formulation économique 43
   3.4 Formulation économétrique 48
   3.5 Relation à la littérature 52

4. Résultats 57
   4.1 Sens des résultats 58
      4.1.1 Calibration, estimation et robustesse 58
      4.1.2 Rapport des vraisemblances et t de Student 59
      4.1.3 Mesure des élasticités 63
   4.2 Demande de carburants (niveau 1) : les facteurs hors-route 65
      4.2.1 Méthodologie de la correction 65
      4.2.2 Variables de correction 66
         - Prix et effets frontaliers 71
         - Fraude fiscale 73
         - Pratiques comptables 75

page

4.3 Modèle de référence et variantes 78
4.3.1 Modèle de référence (niveaux 2-3-4): commentaires généraux . 78
- Autocorrélation, multicollinéarité et hétéroscédasticité . . 79
- Forme fonctionnelle. 80
- Ajustement aux observations. 84
- Rôle des équations sur les accidents corporels et totaux . . 87
- Élasticités et composantes 88
4.3.2 Élasticités directes et indirectes (niveaux 2-3-4-5) : référence et variantes 89
- D = demande routière 91
- P = prix 95
- M = motorisation, quantité et caractéristiques 102
- N-L = réseaux - lois, réglementation, police 110
- N-T = réseaux - temps de transport, service. 122
- N-I = réseaux - infrastructure, climat 124
- Y-G = consommateurs - caractéristiques générales 126
- Y-A = consommateurs - âge. 144
- Y-S = consommateurs - sexe 145
- Y-E = consommateurs - ébriété et vigilance 153
- A = activités finales et intermédiaires. 165
- ET = et cetera - administratives, agrégation et constantes . 167

5. Conclusion. 173
5.1 Demande de carburants : abrégé des résultats. 176
5.2 Modèle DRAG et ses variantes : abrégé des résultats 176
5.3 Modèle subsidiaire : abrégé des résultats 182

Notes. 185

Bibliographie. 191

Références 197

Annexe 1. Tests de forme fonctionnelle et d'hétéroscédasticité. 203
1.1 Forme fonctionnelle globale. 205
1.2 Hétéroscédasticité de forme générale 206
Annexe 2. Modèle subsidiaire. 209
2.1 Demande d'automobiles per capita 210
2.2 Demande de permis de conduire par automobile 210
2.3 Demande d'alcool par adulte. 211

LISTE DES GRAPHIQUES

Les définitions utilisées ici diffèrent parfois un peu des définitions utilisées sur les graphiques afin de les clarifier.

page

Graphiques à 3 et à 2 dimensions des variables dépendantes

1. GA : ventes brutes d'essence au Québec. 28
2. DIC : ventes brutes recorrigées de diesel au Québec 29
3. GAR1 : ventes brutes d'essence routière (mesure 1) au Québec. 31
4. DICR1 : ventes brutes recorrigées de diesel routier (mesure 1) au Québec. 32
5. MA : nombre d'accidents avec dommages matériels au Québec 33
6. NM : nombre d'accidents non mortels au Québec 34
7. MO : nombre d'accidents mortels au Québec 35
8. MBC : morbidité des accidents corporels au Québec 37
9. MTC : mortalité des accidents corporels au Québec 38
10. HT : nombre de blessés sur les routes au Québec 40
11. DE : nombre de tués sur les routes au Québec. 41

Graphiques à 2 dimensions des variables indépendantes et autres séries

12. PQPIGA : part québécoise du prix interprovincial de l'essence 72
    PQPID : part québécoise du prix interprovincial du diesel. 72
13. ACFOR : activité forestière 76
    TRGEN : grands travaux de génie 76
14. ACVEAG : activité des véhicules agricoles 77
    ACMIN : activité minière. 77
15. COAUT : efficacité énergétique moyenne des voitures (km/li) 93
    KMPARR1 : ventes brutes d'essence (mesure routière 1) pondérées par le km/li des véhicules (km) 93
16. PGRMDSI : prix réel de l'essence ordinaire à Montréal ($/li). 96
    PDRQ : prix réel du diesel taxé au Québec ($/li). 96
17. ENTRNMDC : coût d'entretien des véhicules net de l'essence et de l'achat. 101
    PCBNETT : indice des prix à la consommation net du transport en commun et privé à Montréal 101
18. AUPPOP : nombre de voitures per capita au Québec 103
    VUTGAPAD : nombre de véhicules utilitaires à l'essence par adulte au Québec 103
19. PPAS : proportion des petites voitures au Québec. 107
    DISCEIN : proportion des voitures équipées de ceinture ou baudrier au Québec. 107

page

20. SURSQ : surveillance par la Sûreté du Québec (passages par jour) 119
SURCUM : surveillance par la police de la C.U.M. (passages par jour). . . . 119
21. TW822 : temps d'attente des véhicules de la C.T.C.U.M. (minutes). 123
AUTPPKR : autoroutes provinciales par 100 km de routes provinciales 123
22. PERPA : nombre de permis de conduire par automobile au Québec 128
PRCHOM : probabilité qu'un chauffeur soit chômeur au Québec (chômeurs/adulte). 128
23. PROVPASS : proportion des véhicules de promenade assurés au Québec par année d'assurance. 130
24. PR1677C : proportion des conducteurs de 16-17 ans au Québec 139
PR1824C : proportion des conducteurs de 18-24 ans au Québec 139
25. VTRP1617 / VTRP1819 { variation en pourcentage, par rapport à l'année précédente, du taux de titularisation de permis de conduire, en juin, des groupes d'âge 16-17 et 18-19 par rapport à la population. 140
26. PROHTCUM / PRODECUM { proportion des blessés et des morts dont l'accident a eu lieu sur les territoires de la C.U.M. 143
27. PRCOF70 : proportion des conducteurs féminins 1970-1982 au Québec 147
NFEVM : nombre de femmes enceintes au Québec. 147
28. HEUHM : heures travaillées dans le secteur manufacturier au Québec. 155
PRMED : ventes réelles dans les pharmacies au Québec. 155
29. PRSPI : consommation de spiritueux par adulte 157
PRVIN : consommation de vin par adulte. 157
30. PRBIE : consommation de bière par adulte. 158
PRCID : consommation de cidre par adulte. 158
31. PRALT : consommation totale d'alcool par adulte 159
EIQP : indice de présence à l'emploi. 159
32. RISQUE : indice de probabilité d'accidents suivant le taux d'alcool dans le sang du conducteur. 162
33. RSIDPQ : ventes au détail réelles au Québec 166
LIVMAD : livraisons manufacturières réelles au Québec 166
34. RASC7978 : ratio 1979/1978 du nombre mensuel total d'accidents matériels (sans critère de valeur) déclarés à la police. 170
35. HTPCAP : nombre de blessés sur les routes au Québec par 1000 habitants. . . 175
DEPCAP : nombre de morts sur les routes au Québec par 1000 habitants. . . . 175

page

36. ENTRNAS : coût d'entretien des véhicules net de l'achat, l'assurance et l'essence. 214

PSASA : indice du prix réel de l'assurance automobile au Canada 214

37. PRAAC : indice du prix réel d'achat des véhicules au Canada 215

PRBALC : indice du prix réel des boissons alcooliques à Montréal. 215

38. SALRHMQ : revenu hebdomadaire moyen par heure de travail manufacturier. . . 216

PARTEMPL : taux de participation de la population à l'emploi. 216

LISTE DES TABLEAUX

page

1. Huit figures sur la demande d'autoprotection et d'autoassurance. 12
2. Modèles de régression multiple agrégés récents 54
   A. DR, la demande de carburants
   B. AC et VI, les accidents et les victimes
3. Pourcentages de la distribution $\chi^2/2$ 60
4. Demande de carburants : élasticités directes, paramètres d'autocorrélation et statistiques t 68
5. Modèle de référence : élasticités directes, paramètres d'autocorrélation ou de forme fonctionnelle et statistiques t. 81
6. Valeurs du pseudo-(E)-R^2 du modèle de référence. 85
7. Pseudo-(E)-R^2 de divers modèles calculés pour les blessés (HT) et les morts (DE) 86
8. Valeurs des variables dépendantes de janvier 1957 à décembre 1982. 87

9.1 Élasticités directes, D = demande routière 92

9.2 Élasticités directes et indirectes, P = prix 98

9.3 Élasticités directes et indirectes, M = motorisation, quantités et caractéristiques. 104

9.4 Élasticités directes et indirectes, N-L = réseaux - lois, réglementation, police 112
   A. Modèle de référence
   B. Variante : désagrégation de la surveillance policière

9.5 Élasticités directes et indirectes, N-T = réseaux - temps de tranport, service. 122

9.6 Élasticités directes et indirectes, N-I = réseaux - infrastructure, climat . 125
   A. Modèle de référence
   B. Variante : autoroutes provinciales
   C. Variante : désagrégation de "trops chaud ou froid"

9.7 Élasticités directes et indirectes, Y-G = consommateurs, caractéristiques générales. 128

9.8 Élasticités directes et indirectes, Y-A = consommateurs - âge. 144
   A. Modèle de référence
   B. Variante : ajout de la porportion des conducteurs de 18-24 ans

9.9 Élasticités directes et indirects, Y-S = consommateurs - sexe. 146
   A. Modèle de référence
   B. Variante : désagrégation du nombre de femmes enceintes
   C. Variante : ajout de la proportion de conducteurs de sexe féminin

page

9.10 Élasticités directes et indirectes, Y-E = consommateurs - ébriété ou vigilance 154
A. Modèle de référence
B. Variante : changement de formulation des variables
C. Variante : désagrégation de la consommation d'alcool

9.11 Élasticités directes et indirectes, A = activités finales et intermédiaires 165

9.12 Élasticités directes et indirectes, ET = et cetera - administratives, agrégation et constante 168

10. Prime pour protection complète avant et après le 1er mars 1978. 137

11. Ratio d'hormones sexuelles féminines. 150

12. Pourcentage des conducteurs présentant divers TAS 160

13. Accidents avec dommages matériels seulement mesurés avec et sans critère 169

A.1 Tests de forme fonctionnelle et d'hétéroscédasticité. 207

A.2 Demande d'automobiles, de permis et d'alcool : élasticités directes, paramètres d'autocorrélation ou de forme fonctionnelle et statistiques t 212

1. INTRODUCTION

1. INTRODUCTION

L'utilisation des routes pour le transport des personnes et des marchandises s'accompagne d'accidents qui font souvent des dommages matériels et des victimes. Dans cette étude, nous cherchons à expliquer à la fois la *demande* routière, les *accidents* et leur *gravité* en utilisant une méthodologie qui permet d'évaluer l'importance de facteurs explicatifs divers tout en tirant toute l'information utile de la partie inexpliquée, ou erreur, associée à chaque phénomène à comprendre. Plus précisément, nous analysons conjointement *deux* demandes routières (mesurées par la consommation d'essence et de carburant diésel), *trois* classes d'accidents (suivant qu'ils comportent des dommages matériels seulement, au moins un blessé et au moins un mort) et *deux* mesures de gravité (soit le nombre de blessés ou le nombre de morts par accident avec dommages corporels).

Ces sept équations du modèle DRAG constituent une représentation des processus qui détermine la demande routière et le nombre mensuel total d'accidents et de victimes de la route rapporté pour l'ensemble du Québec. Les facteurs explicatifs utilisés dans le modèle appartiennent aux sept catégories principales suivantes : le niveau et la composition de la DEMANDE ROUTIÈRE et des PRIX, la disponibilité ou les caractéristique des VÉHICULES, la nature des RÉSEAUX (dont les LOIS ou réglementations gouvernementales et leur application par la police, les niveaux de SERVICE des modes de transport et les caractéristiques de l'INFRASTRUCTURE), les caractéristiques générales et spécifiques des CONDUCTEURS, le niveau ou la composition des ACTIVITÉS

ÉCONOMIQUES finales ou intermédiaires ainsi que les pratiques ADMINISTRATIVES de mesure et de comptabilité. Nous utilisons quelque 60 facteurs distincts dans notre modèle de référence et une vingtaine de plus à l'occasion d'études de sous-problèmes. Les détails sur la construction des séries chronologiques pertinentes sont fournis dans un rapport complémentaire sur le Fichier Routier Québécois construit pour le modèles DRAG (Gaudry et al., 1984).

Chaque équation considérée est composée d'une partie dite *fixe*, qui comprend les facteurs explicatifs, et d'une partie dite *aléatoire*, qui constitue un modèle de l'erreur associée à cette équation. Chacune des deux parties comporte un nombre important de paramètres : 40 et 7, respectivement, pour l'équation typique du modèle de référence —quelque 350 pour le modèle— et un nombre plus grand lors d'études de problèmes particuliers (examen de variantes de la partie fixe ou aléatoire, étude de formes fonctionnelles variables). La période de 27 années d'où est tiré notre échantillon comprend les 313 mois consécutifs de décembre 1956 à décembre 1982.

Même si la taille du système d'équations considéré et la nécessité de cohérence entre les équations ne permettent pas de formulations très raffinées des mécanismes d'ajustement des consommateurs, nous réussissons à identifier, à l'intérieur des contraintes d'un modèle agrégé et des données disponibles, des relations suffisamment robustes pour faire ressortir l'impact approximatif d'un grand nombre de facteurs et indiquer des situations qui exigeraient des études microéconomiques poussées.

2. STRUCTURE DU PROBLÈME ET INTERPRÉTATION

2. STRUCTURE DU PROBLÈME ET INTERPRÉTATION

2.1 Cadre conceptuel et idée générale du modèle DRAG

En effet, nous disposons de données mensuelles agrégées sur les ventes de carburant DR, le nombre d'accidents AC et de victimes de la route VI. Supposons que notre intérêt principal soit l'explication du nombre de victimes et que nous voulions tenir compte de la demande routière pour expliquer le nombre de victimes. Supposons par ailleurs que nous voulions expliquer la demande routière elle-même afin d'explorer l'influence de divers facteurs sur la sécurité routière en tenant compte de leur impact sur l'utilisation des routes. Nous devons alors formuler un modèle à au moins deux niveaux :

$$DR \leftarrow (\quad X^{dr}) \,, \qquad (D)$$

$$VI \leftarrow (DR,\ X^{vi}) \,, \qquad (P)$$

où la flèche signifie "détermine d'une certaine façon" et les X désignent des ensembles de facteurs explicatifs de la demande routière DR ou des victimes VI. Dans cette structure, un certain facteur explicatif qui appartiendrait à X^{dr} et à X^{vi} —la neige, par exemple— aurait sur le nombre de victimes un effect direct, à demande routière donnée, par X^{vi}, et un effet indirect pas son impact sur la demande routière DR. Notre modèle DRAG est une explicitation de cette structure simple composée d'une partie explicative de la demande routière et d'une partie explicative de la performance-sécurité du réseau routier dans son ensemble. Cette distinction entre la *demande* et la *performance*, que nous avons développée plus en détails ailleurs (Florian et Gaudry, 1980, 1983), est d'usage courant dans l'analyse des systèmes de transport.

2.2 Sens de ce cadre

Peut-on indiquer un mécanisme sous-jacent qui permette de bien comprendre la structure Demande-Performance utilisée ? L'hypothèse fondamentale de la théorie microéconomique du comportement du consommateur est que celui-ci maximise une fonction d'utilité assujettie à une contrainte de revenu. Les formes les plus simples de ce mécanisme

- ne tiennent pas compte du temps requis pour consommer chaque bien; le temps n'intervient que pour le travail, ce qui permet une transformation du temps de travail en argent;
- ne traitent pas de l'incertitude;
- supposent que l'utilité de l'individu ne dépend pas des états de la nature (de sa santé, par exemple).

L'explication de la demande de transport et du nombre de victimes exigerait, pour être faite rigoureusement, des développements difficiles dans chacune de ces directions. En effet la vitesse, par exemple, est une variable de décision qui affecte le temps disponible pour les autres activités. Or, il n'y a pas encore de théorie vraiment complète de l'utilisation du temps : les fonctions de demande utilisées en transport sont généralement de formulation intuitive et faites pour tenir compte des niveaux de service des modes de transport, ou très reliées à un problème particulier. Quant à la littérature sur le risque, elle a fait des progrès considérables depuis quelques années (voir par exemple le résumé de Hirschleifer et Riley, 1979). Essentiellement on y distingue entre des états de la nature —suivant qu'un accident arrive

ou non— et on suppose généralement que la probabilité d'accident π_a est exogène et n'est pas affectée par les actions des individus; on suppose aussi généralement que l'utilité n'est pas affectée par l'état de la nature. Des ajouts récents cherchent à modifier ces hypothèses pour incorporer l'explication des comportements, tels la vitesse, qui changent la probabilité des états de la nature, ainsi que leur utilité anticipée, en modifiant les probabilités d'accidents ou la gravité des accidents qui se produisent (voir par exemple Boyer et Dionne, 1983).

Si une dérivation rigoureuse qui incorporerait tous ces éléments est exclue, on peut toutefois esquisser une structure pertinente. L'individu cherche à maximiser une fonction d'utilité

$$u = u\,(W_n,\ W_{ag},\ \pi^*_{ag}) \quad , \qquad g=1,\ldots,G \qquad \text{(U-1)}$$

où W_n dénote les biens dans l'état d'absence d'accident, W_{ag} les biens dans l'état d'accident d'une certaine gravité g et π^*_{ag} la probabilité subjective des accidents de chaque gravité envisageable $1,\ldots,G$.

Supposons que la fonction d'utilité est quadratique et que la gravité des accidents suit une distribution normale de moyenne μ^*_g et de variance σ^{*2}_g. Acceptons qu'une activité puisse avoir des effets dits d'autoprotection sur la probabilité d'accident π^*_a et/ou des effets d'autoassurance sur l'espérance subjective de gravité des accidents $\bar{g}^*$; assimilons l'autoassurance à la réduction de cette gravité perçue ou de sa variance perçue (appelée aussi risque perçu, σ^{*2}_g). L'insécurité, ou ensemble des probabilités subjectives d'accidents de toutes les gravités Π^*_{ag} se décompose donc pour nous en 1 composante d'autoprotection et en 2 composantes d'autoassurance. Nous supposons par

ailleurs que 5 activités et 2 états ont sur celles-ci une importance particulière :

$$\Pi^*_{ag} \equiv \begin{bmatrix} \text{probabilité d'accident} : \pi^*_a \\ \text{gravité moyenne} : \bar{g}^* \\ \text{risque} : \sigma^{*2}_g \end{bmatrix} \leftarrow (D, M\text{-}C, M\text{-}M, B, V, XP, XE) \quad (U\text{-}2)$$

où les facteurs d'intérêt retenus sont

D : la demande de kilométrage

M-C : les caractéristiques des véhicules à l'achat,

M-M : le taux d'entretien des véhicules,

B : le taux de port de la ceinture et du baudrier,

V : la vitesse,

XP : les caractéristiques personnelles du consommateur, ou état de ses facultés,

XE : l'état de l'environnement de conduite : visibilité, état de la chaussée, etc.

Les activités de transport D et la vitesse V permettent de produire des biens

$$W = w\,(D,V) \quad (U\text{-}3)$$

et plusieurs des variables contrôlées par le consommateur auront des répercussions sur son budget. En effet les décisions de vitesse et d'entretien impliqueront des taux de consommation de carburant C et d'usure des véhicules U, pour des véhicules aux caractéristiques données M-C :

$$(C,U) \leftarrow (M\text{-}C, M\text{-}M, V) \quad . \quad (U\text{-}4)$$

Le consommateur qui maximise son utilité ajuste le niveau de ses activités, compte tenu de son état particulier, de celui de l'environnement de conduite, et de sa contrainte budgétaire. Si on exclut l'achat des véhicules, considéré ici comme exogène, on pourra en principe écrire les demandes dérivées suivantes :

$$\begin{matrix} \pi^*_a & \bar{g}^* & \sigma^{*2}_g \end{matrix}$$

$$\begin{bmatrix} \surd & - & - \\ \surd & \surd & \surd \\ \surd & \surd & \surd \\ - & \surd & \surd \end{bmatrix} \Leftarrow \begin{bmatrix} D \\ M\text{-}M \\ V \\ B \end{bmatrix} \leftarrow (P, Y, XP, XE) \quad , \qquad (U\text{-}5)$$

où P désigne l'ensemble des prix dans l'économie, Y le revenu et les deux derniers éléments les facteurs personnels et d'environnement de conduite. La matrice des impacts associe à chaque élément de demande dérivée un effet sur la probabilité subjective d'accidents, l'espérance subjective de gravité et la variance subjective de la gravité. Nous croyons que l'état d'entretien des véhicules et la vitesse affectent l'autoprotection et l'autoassurance alors que le kilométrage n'affecte que la première et le port de la ceinture et du baudrier que la seconde. Pouvons-nous faire des prévisions raisonnables des effets des modifications des divers facteurs sur la demande finale des composantes de sécurité ? Nous supposerons que les trois composantes sont des substituts en ce sens qu'un consommateur riscophobe peut être maintenu au même niveau d'utilité en sacrifiant une composante à n'importe quelle autre ou aux deux autres suivant un taux marginal de substitution décroissant. Formulons maintenant des prévisions d'impact à l'aide de cette supposition simplificatrice qui nous permettra en fait une représentation approximative des choix entre les composantes de l'insécurité Π^*_{ag}.

ailleurs que 5 activités et 2 états ont sur celles-ci une importance particulière :

$$\Pi^*_{ag} \equiv \begin{bmatrix} \text{probabilité d'accident} & : & \pi^*_a \\ \text{gravité moyenne} & : & \bar{g}^* \\ \text{risque} & : & \sigma^{*2}_g \end{bmatrix} \leftarrow (D,\ M\text{-}C,\ M\text{-}M,\ B,\ V,\ XP,\ XE) \qquad (U\text{-}2)$$

où les facteurs d'intérêt retenus sont

D : la demande de kilométrage

M-C : les caractéristiques des véhicules à l'achat,

M-M : le taux d'entretien des véhicules,

B : le taux de port de la ceinture et du baudrier,

V : la vitesse,

XP : les caractéristiques personnelles du consommateur, ou état de ses facultés,

XE : l'état de l'environnement de conduite : visibilité, état de la chaussée, etc.

Les activités de transport D et la vitesse V permettent de produire des biens

$$W = w\ (D,V) \qquad (U\text{-}3)$$

et plusieurs des variables contrôlées par le consommateur auront des répercussions sur son budget. En effet les décisions de vitesse et d'entretien impliqueront des taux de consommation de carburant C et d'usure des véhicules U, pour des véhicules aux caractéristiques données M-C :

$$(C,U) \leftarrow (M\text{-}C,\ M\text{-}M,\ V) \quad . \qquad (U\text{-}4)$$

Le consommateur qui maximise son utilité ajuste le niveau de ses activités, compte tenu de son état particulier, de celui de l'environnement de conduite, et de sa contrainte budgétaire. Si on exclut l'achat des véhicules, considéré ici comme exogène, on pourra en principe écrire les demandes dérivées suivantes :

$$\begin{matrix} \pi^*_a & \bar{g}^* & \sigma^{*2}_g \end{matrix}$$

$$\begin{bmatrix} \surd & - & - \\ \surd & \surd & \surd \\ \surd & \surd & \surd \\ - & \surd & \surd \end{bmatrix} \Leftarrow \begin{bmatrix} D \\ M\text{-}M \\ V \\ B \end{bmatrix} \leftarrow (P, Y, XP, XE) \quad , \qquad \text{(U-5)}$$

où P désigne l'ensemble des prix dans l'économie, Y le revenu et les deux derniers éléments les facteurs personnels et d'environnement de conduite. La matrice des impacts associe à chaque élément de demande dérivée un effet sur la probabilité subjective d'accidents, l'espérance subjective de gravité et la variance subjective de la gravité. Nous croyons que l'état d'entretien des véhicules et la vitesse affectent l'autoprotection et l'autoassurance alors que le kilométrage n'affecte que la première et le port de la ceinture et du baudrier que la seconde. Pouvons-nous faire des prévisions raisonnables des effets des modifications des divers facteurs sur la demande finale des composantes de sécurité ? Nous supposerons que les trois composantes sont des substituts en ce sens qu'un consommateur riscophobe peut être maintenu au même niveau d'utilité en sacrifiant une composante à n'importe quelle autre ou aux deux autres suivant un taux marginal de substitution décroissant. Formulons maintenant des prévisions d'impact à l'aide de cette supposition simplificatrice qui nous permettra en fait une représentation approximative des choix entre les composantes de l'insécurité Π^*_{ag}.

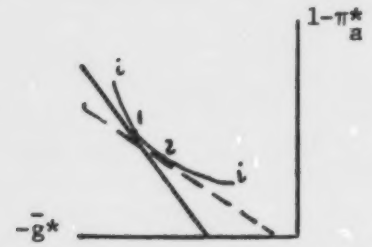
Fixons d'abord les caractéristiques de l'individu XP et celles de l'infrastructure disponible XE. Quels seront les effets des changements de prix si on néglige les effets du revenu ? Pour répondre à cette question, associons à D un péage P_d, à M-M un prix P_{mm}, à V un prix P_v et à B un prix P_b. Les effets anticipés des hausses de prix sont alors

	P_d	P_{mm}	P_v	P_b
D	-	-	+	-
M-M	-	-	-	+
V	+	-	-	-
B	+	+	-	-

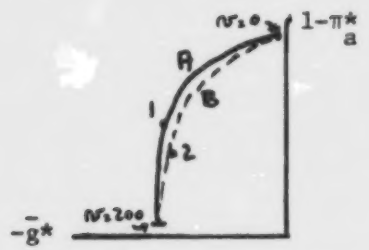
parce que, dans (U-2), les taux par kilomètre M-M, 1/V et B sont entre eux des substituts technologiques alors que le kilométrage est leur complément technologique : on peut maintenir un certain niveau de sécurité en combinant "conduire moins" et "moins porter sa ceinture" ou "aller plus vite" ou "moins entretenir son véhicule".

Considérons par exemple une baisse du prix relatif du port du baudrier (une hausse des pénalités imposées si on ne le porte pas) par rapport à celui de la vitesse. On peut représenter l'effet sur la vitesse dans les figures à deux dimensions 1.a et 1.b du tableau 1. On voit dans 1.a que le consommateur augmente sa probabilité d'accident (réduit sa protection) et réduit la gravité de ses accidents (augmente son autoassurance) en passant du point 1 au point 2 sur sa courbe d'indifférence i. Pour faire cela, il augmente le port du baudrier, ce qui déplace la courbe d'arbitrage entre la probabilité d'accident et leur gravité (à variance perçue σ_g^{*2} constante) de A à B. Ces

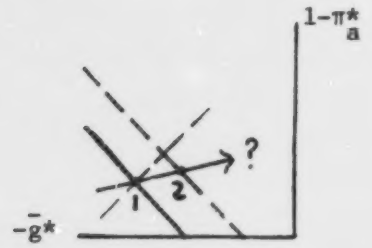
TABLEAU 1 : Huit figures sur la demande d'autoprotection ($1-\pi_a^*$) et d'autoassurance ($-\bar{g}^*$)



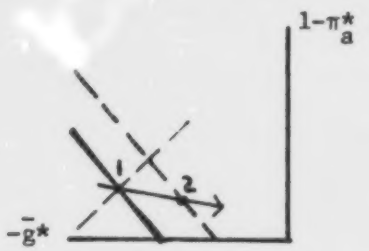
1.a. Baisse du prix relatif du port du baudrier par rapport à celui de la vitesse



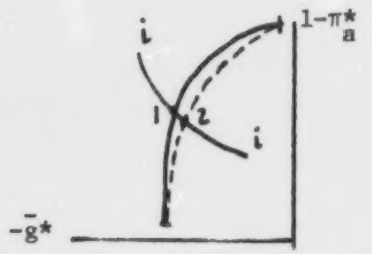
1.b. Arbitrage entre π_a^* et $\bar{g}^*$: avec (B) et sans (A) port du baudrier



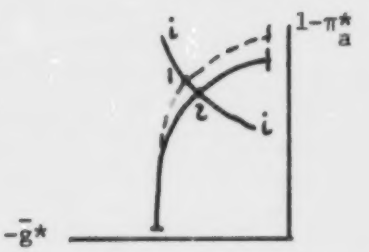
2.a. Hausse du revenu



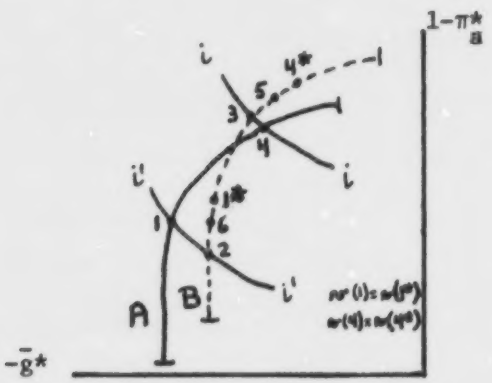
2.b. Hausse du salaire : cas Peltzman



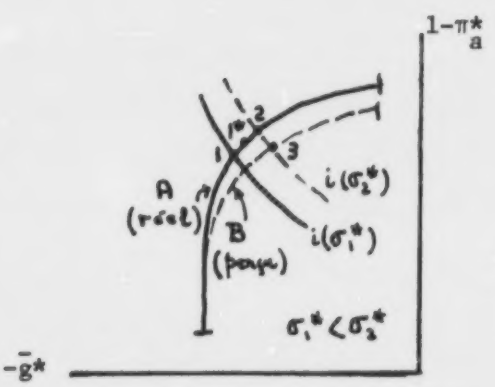
3.a. Amélioration des voitures



3.b. Meilleur entretien des routes



4. Transformation d'une route (A) en autoroute (B)



5. Deux effets possibles de l'ébriété

courbes sont dessinées arbitrairement entre V = 0 et V = 200. Il s'agit pour le consommateur d'une substitution d'une forme d'insécurité pour une autre, qui est faite de façon à maintenir son utilité constante.

Conjecture 1

> En l'absence d'effets de revenu, une hausse du prix d'une des activités réduit la demande pour cette activité et ses compléments technologiques et augmente celle de ses substituts technologiques dans la fonction de production de sécurité.

Qu'en est-il d'une modification du revenu qui ne touche pas aux prix relatifs ? Cette situation est illustrée à la figure 2.a où le passage du point 1 au point 2 représente l'effet d'une hausse du salaire horaire. Dans un cas très particulier où le consommateur maximise sa richesse ou revenu et doit parcourir un kilométrage donné sur une infrastructure déterminée, Peltzman (1975) obtient une hausse de la probabilité d'accident et une réduction de la gravité, c'est-à-dire la situation illustrée à la figure 2.b. Généralement parlant, l'effet d'une hausse du revenu qui n'est pas assujetti à ces contraintes est incertain, même si la variance ou risque de gravité σ_g^{*2} est constant.

Conjecture 2

> En l'absence de changements des prix relatifs, une hausse du revenu augmentera la demande de protection et d'assurance. On ne sait pas si les deux augmenteront proportionnellement. Nous conjecturons toutefois que la demande d'autoprotection liée aux activités génératrices de revenu augmentera proportionnellement moins que la demande d'autoassurance à cause de l'utilité marginale décroissante du revenu.

Mais à quoi peut-on s'attendre si les prix et le revenu du consommateur sont fixés mais que les caractéristiques de l'environnement changent ? Supposons toujours que le risque de gravité σ^{*2}_g est fixé. En premier lieu, considérons des mesures qui réduiraient la gravité des accidents se produisant à vitesse donnée, telles une modification des véhicules exigée par la loi, comme le sac gonflable, ou l'aménagement de tampons et déflecteurs autour des objects fixes placés en bordure des routes; en second lieu, envisageons des mesures qui, à vitesse donnée, réduiraient la probabilité des accidents sans affecter la distribution de leur gravité, telles l'éclairage nocturne et l'épandage du sel l'hiver.

On peut illustrer ces cas aux figures 3.a et 3.b. Dans la première, on force par exemple le consommateur à acheter des voitures mieux construites.... ou on améliore les services médicaux d'aide aux accidentés. Il résulte du passage du point 1 au point 2, situés sur la même courbe d'indifférence, que

le consommateur augmente sa probabilité subjective d'accident et réduit leur gravité. Dans la seconde figure, on améliore l'entretien des routes, par exemple par l'épandage de sable l'hiver. Le consommateur réduit sa probabilité d'accident mais augmente leur gravité.

Conjecture 3

> Une modification technologique ou d'environnement sans effet sur la variance de la gravité des accidents incitera le consommateur auquel elle est imposée à substituer entre eux, en guise de compensation, la probabilité d'accident et leur gravité.

Dans le cas d'améliorations des routes (comme la construction d'autoroutes à accès limité et à grande capacité) qui affecteraient à la fois la probabilité d'accident et leur gravité, à vitesse donnée, l'effet est incertain. Tel qu'indiqué à la figure 4, où la courbe A se déplace vers le nord-est et devient B, le consommateur qui partirait du point 1 pour aller au point 2 ferait comme en 3.a et celui qui partirait du point 4 pour aller au point 3 ferait comme en 3.b, en supposant toujours que la variance de la gravité est constante.*

Conjecture 4

> Les facteurs d'environnement qui modifient simultanément la probabilité d'accident et leur gravité ont des effets incertains.

Que se passe-t-il si la variance de la gravité est affectée ? Les hypothèses de substition énoncées plus haut impliquent une substitution en faveur des 2 autres composantes de la sécurité. Eeckhoudt and Hansen (1984)

---

* En réalité la variance de la gravité n'est pas constante. Aux points 2 et 3 la vitesse est tellement plus élevée qu'aux points 1 et 4 que le consommateur la réduira et ira en 5 ou en 6.

montrent qu'on s'attend souvent à une hausse des probabilités d'accident lorsque la variance, ou risque, diminue sans que la gravité moyenne ne soit affectée. Il est difficile de penser à des facteurs qui influencent l'étalement de la distribution sans aussi influencer sa moyenne. C'est peut-être le cas de certains facteurs personnels comme l'ébriété : il est possible qu'à vitesse et probabilité d'accident donnée la variance perçue de la gravité augmente à cause de l'affaiblissement des facultés. Le consommateur cherchera alors à réduire la probabilité d'accident et sa gravité moyenne. Dans la figure 5, le passage du point 1 au point 2, subséquent au déplacement de la courbe d'indifférence vers le haut, impliquerait moins d'accidents et des accidents moins graves. Si toutefois un déplacement compensatoire de l'arbitrage perçu de A à B porte le consommateur à augmenter sa vitesse et à se croire au point 3 alors qu'il est en réalité au point 1*, il y a en ce point plus d'accidents qu'en 2 et les accidents sont plus graves; un autre déplacement de l'arbitrage perçu pourrait le porter à gauche du point 1 qui est en réalité plus dangereux que le point de départ.

Conjecture 5

> Les facteurs d'environnement ou personnels qui réduisent la variance de la gravité augmenteront la probabilité d'accident et leur gravité moyenne. Si toutefois ces facteurs modifient aussi, à vitesse donnée, la probabilité perçue d'avoir un accident ou la gravité anticipée des accidents, leur effet est incertain.

Les conjectures formulées plus haut ne tiennent pas toutes compte de la différence possible entre les valeurs subjectives et les valeurs objectives des probabilités d'accident, de leur gravité et du risque. Même si le consommateur ne se trompe pas sur la *direction* d'un effet, il peut bien se tromper sur son *niveau*. Un conducteur en état d'ébriété peut réduire sa vitesse pour compenser l'affaiblissement perçu de ses facultés mais se tromper sur le niveau réel de la probabilité associée à la vitesse réduite; il peut surcompenser ou sous compenser, même s'il recherche la compensation exacte. Si cette ignorance est traitée par le consommateur comme une hausse importante de la variance de la gravité, elle peut réduire les accidents et leur gravité moyenne. Autrement, son effet est incertain.

Conjecture 6

> La difficulté d'estimation par le consommateur des changements de niveau de l'insécurité aura sur sa probabilité d'accident et leur gravité un effet incertain.

Il est important pour notre problème que le transport et ses activités d'autoprotection et d'autoassurance soient l'objet d'une demande dérivée et que l'individu ajuste ces éléments pour obtenir des biens et un certaine *probabilité* subjective d'accident d'une certaine *gravité* subjective moyenne à laquelle est attachée une variance subjective, elle-même mesure de "*certitude*" ou de risque. Il est important aussi que, pour ces trois composantes de la sécurité routière, il demeure un écart possible entre leur dimension *subjective* et leur valeur *objective*. Cet écart entre les composantes subjectives

de Π^*_{ag} et les valeurs réelles Π_{ag} devrait être plus important pour les facteurs d'environnement (la pluie, la neige, la brume) ou les facteurs personnels (ébriété, maladie) que pour les 5 activités représentées dans (U-2). On imagine mal en effet qu'un individu croit diminuer sa sécurité en augmentant sa vitesse; on conçoit mieux qu'un individu en état d'ébriété réduise insuffisamment sa vitesse pour compenser l'affaiblissement de ses facultés.

2.3 Implications pour l'interprétation des composantes

On peut tirer de cela plusieurs informations utiles à notre propos. Comme la consommation de carburant est le produit d'une demande de kilométrage D et d'un taux de consommation dérivé C, les facteurs propres aux fonctions de demande (U-5) et à une fonction de production du genre (U-4) se retrouveront dans une fonction explicative de la demande de carburant. On peut donc réécrire (D) comme suit

$$DR \leftarrow (X^c, X^d) ,$$

$$DR \leftarrow ((M\text{-}C, M\text{-}M, V), X^d) , \qquad \text{(SD)}$$

où X^c désigne les déterminants du taux de consommation et X^d ceux de la demande de kilométrage. On peut maintenant comprendre qu'il y a un inconvénient majeur à observer la consommation de carburant plutôt que le kilométrage des véhicules : si une variable comme le coût d'entretien des véhicules est utilisée pour représenter l'état d'entretien des véhicules (qui n'est pas observé) et si elle appartient aussi à l'ensemble X^d des variables qui déterminent la demande de kilométrage, on ne saura pas si son effet sur la consommation de carburant est imputable à son effet sur le kilométrage ou sur le taux de consommation.

On peut aussi mieux comprendre le sens de procédures telles que (P) qui déterminent le nombre de victimes. En effet, si on exprime comme un taux par unité de distance Π_d^* la valeur moyenne de l'insécurité $\Pi_{ag}^* = (\pi_a^*, \bar{g}^*, \sigma_g^{*2})$ pour l'ensemble des conducteurs, la "demande" dérivée de victimes VI^d est donnée par

$$VI^d \leftarrow (DR, \Pi_d^*) \quad .$$

La performance du système est toutefois différente de la demande dérivée parce que les individus peuvent se tromper sur les probabilités objectives d'accidents. Supposons qu'il neige ou qu'un conducteur boive de l'alcool : son estimation de la probabilité π_d^* pour lui-même peut être différente de la probabilité objective en principe mesurable. Pour obtenir la performance objective du système, il faut ajouter un ensemble de facteurs qui peuvent être significatifs même après les ajustements des conducteurs. Il y a donc lieu de réécrire (P) sous la forme suivante:

$$VI \leftarrow (DR, \Pi_d^*, X^{mc}, X^{mm}, X^b, X^v)$$

ou

$$VI \leftarrow (DR, (M\text{-}C, M\text{-}M, B, V), X^{mc}, X^{mm}, X^b, X^v) \qquad (SP)$$

où les ensembles X désignent successivement les déterminants des caractéristiques des véhicules, de leur état d'entretien, du port du baudrier et de la vitesse, et comprennent les caractéristiques personnelles XP.

Du point de vue d'une fonction de performance agrégée, cette formulation permet de tenir compte en partie de la composition de la demande routière même si la variable DR ne peut représenter exactement l'influence des actions d'autrui sur les actions de chacun, influence dont nous n'avons pas tenu compte dans la formulation précédente parce que l'équilibre réel des vitesses entre tous les conducteurs en interaction sur une route sans congestion est un problème

microéconomique très difficile et dont la résolution éventuelle aurait peu d'influence sur notre formulation agrégée.

Si on observait l'état d'entretien des véhicules M-M, le port du baudrier B et la vitesse V, on pourrait alors poser la question suivante : les conducteurs estiment-ils correctement les probabilités objectives ? En effet, un conducteur qui aurait consommé de l'alcool, par exemple, aurait pu ajuster sa vitesse de façon à avoir une certaine probabilité subjective d'accident. En ce cas, la variable consommation d'alcool comprise dans X^V n'aurait aucun effet parce que le conducteur aurait compensé pour son ébriété en ajustant sa vitesse : une fois tenu compte de la vitesse observée, la consommation d'alcool n'aurait plus rien à expliquer. Il est bien sûr possible que le conducteur sous-estime ou surestime la probabilité objective d'accident. Compte tenu de l'ajustement de la vitesse, il est possible que la probabilité objective d'accident soit plus faible qu'auparavant parce que le conducteur aura surcompensé. Donc, si le coefficient de la vitesse est négatif, celui de l'alcool ou de la neige sera positif (sous-compensation) ou négatif (surcompensation) selon le cas. Il en est ainsi des autres actions qui modifient la probabilité des accidents ou leur gravité anticipée, comme l'entretien des véhicules ou l'utilisation du baudrier : rien ne garantit l'égalité des probabilités subjectives et objectives des accidents ou de leur gravité.

2.4 Problème des variables endogènes non observées

Les équations (SD) et (SP) sont des équations structurelles. Malheureusement, elles contiennent des variables, notamment l'état d'entretien des véhicules M-M, le port de la ceinture et du baudrier B et la vitesse V, pour

lesquelles n'existent pas de données en séries chronologiques même si on dispose d'échantillons ponctuels localisés sur le pori de la ceinture (Paquet, 1980; Hainee, 1981a, 1981b; Paquet et Viel, 1982) et sur les vitesses en divers points du réseau[1]. En pratique, la solution à ce problème consiste à substituer à chacune de ces variables dans l'équation considérée l'ensemble de ses variables explicatives. Si, par exemple, l'équation de demande de vitesse (en l'absence de congestion) tirée de (V-5) fait déprendre la vitesse du prix du carburant X_{10} et du revenu X_{11} de façon linéaire, comme suit

$$V = v_o + v_{10} X_{10} + v_{11} X_{11} \quad ,$$

et que la fonction de demande structurelle (SD) comprend déjà ces deux variables dans X^d, en plus de la vitesse X_q, alors on aura après substitution dans cette dernière (supposée linéaire) :

$$DR = \cdots + (\delta_q v_{10} + \delta_{10}) X_{10} + (\delta_q v_{11} + \delta_{11}) X_{11} \quad .$$

Les coefficients estimés de cette dernière équation, appelée forme réduite, seront des mélanges des coefficients des équations structurelles. Ils seront donc généralement de signe ambigu, selon les valeurs relatives de leurs composantes. La présence de variables endogènes, par exemple de DR dans l'équation de demande de vitesse, rend encore plus compliqué le coefficient estimé de la forme résuite.

L'absence d'observations sur M-M, B et V nous conduira donc à interpréter avec caution les effets estimés, en particulier pour les variables dont on soupçonne la présence dans les équations qui déterminent la vitesse en plus de leur présence dans les équations structurelles de demande ou de performance. Si nous avions pu disposer de données sur ces variables, nos résultats auraient

été plus efficaces et il nous aurait été plus facile d'interpréter les coefficients estimés. Nous verrons que ces difficultés d'interprétation ne semblent pas trop nuire à la réflexion sur les "effets nets" estimés.

Nous disposons donc de formes réduites pour la demande et la performance : l'ensemble X^{dr} dans (D) comprend les variables explicatives de la vitesse et des autres endogènes non observées, en plus des variables propres à cette relation structurelle; les variables X^{vi} dans (P) jouent le rôle d'explicatives des endogènes absentes en même temps que le rôle d'explication "résiduelle" qu'elles auraient joué si les endogènes avaient été disponibles.

2.5 Explicitation du cadre : un modèle à 5 niveaux

Même si nos équations seront des "formes réduites", nous continuerons à utiliser les expressions "demande" et "performance". Avant de passer à la formulation plus détaillée du modèle, une première explicitation de cette structure s'impose pour faire une bonne utilisation des données existantes. La structure que nous envisageons a en réalité 5 niveaux.

En ce qui a trait à la demande, il n'existe pas de données sur les ventes de carburant à des fins routières, mais seulement des données sur les ventes de carburant à ces fins et à d'autres fins (agricoles, grands chantiers, etc.). Il faudra donc une étape préliminaire de correction des données afin d'en tirer une mesure des ventes de carburant à des fins routières. Le modèle proposé à cette fin à la forme linéaire suivante pour toute observation mensuelle t (nous négligeons ici cet indice) :

$$DC = (DNR + DR) = \sum_i \beta_i X_i^{dnr} + \sum_j \beta_j X_j^{dr} + e^{dr} , \qquad (D\text{-}1)$$

où

DC = ventes totales observées de carburant,

DNR = ventes de carburant à des fins non routières (non observées),

DR = ventes de carburant à des fins routières (non observées),

X^{dnr} = ensemble des facteurs explicatifs des ventes à des fins non routières,

X^{dr} = ensemble des facteurs explicatifs des ventes à des fins routières,

e^{dr} = erreur résiduelle.

De ce premier niveau, nous tirons les ventes de carburant à des fins routières DR, qui sont obtenues en corrigeant les ventes totales[2] de l'influence des X_i^{dnr}. Nous soumettons ces données corrigées à une explication approfondie au second niveau :

$$DR \leftarrow (\quad X^{dr}) \quad , \qquad (D\text{-}2)$$

Mais il faut aussi expliciter la performance (P). En effet, généralement parlant, le mécanisme qui détermine le nombre de victimes peut être étudié avec profit en distinguant l'explication du nombre d'accidents AC de celle de leur gravité GR définie comme le nombre de victimes par accident. On peut écrire :

$$AC \leftarrow (DR,\ X^{vi}) \ , \qquad (P\text{-}3)$$

$$GR \leftarrow (DR,\ X^{vi}) \ , \qquad (P\text{-}4)$$

$$VI = AC \cdot GR \quad , \qquad (P\text{-}5)$$

où les niveaux trois et quatre sont l'objet d'évaluations statistiques et le niveau cinq est une simple définition. Il y a bien sûr des cas particuliers (des équations logarithmiques, par exemple) où il n'y a pas intérêt à faire cette opération. Dans notre cas toutefois des comparaisons[3] entre la procédure simple (P) et la procédure qui étudie séparément les accidents et leur gravité nous ont indiqué des gains (dus essentiellement au fait que les fonctions ne sont pas généralement logarithmiques).

3. FORMULATION RETENUE

3. FORMULATION RETENUE

Dans la section précédente, nous avons fait une présentation simple du cadre utilisé et noté que l'absence de données sur l'entretien des véhicules, le port de la ceinture et du baudrier et la vitesse nous limitait à la formulation de formes réduites pour expliquer et la demande routière et la performance-sécurité du réseau routier du Québec. Nous avons aussi souligné que, pour bien exploiter nos données, il y avait lieu de distinguer 2 niveaux dans l'explication de la demande et 3 niveaux dans l'explication de la performance-sécurité. Il est maintenant temps de dire précisément quels éléments de la demande et de la performance nous utiliserons et quelles catégories de variables explicatives nous retiendrons; nous formulerons aussi le modèle économétrique et nous situerons notre formulation par rapport aux modèles courants de la littérature. Les commentaires sur les variables explicatives individuelles seront faits lors de la présentation des résultats; nous ne présenterons ici que des commentaires généraux sur le rôle de ces variables.

3.1 Variables dépendantes

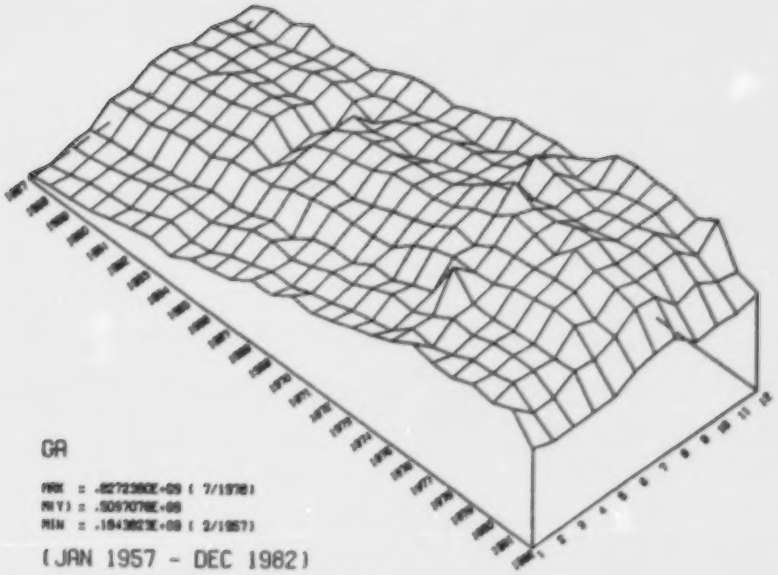
Nous décrirons brièvement la nature de chaque variable dépendante utilisée dans le modèle et nous illustrerons chacune d'elles par des graphiques traditionnels et par des graphiques à trois dimensions qui montrent autrement les variations parce qu'ils ne montrent que la tranche supérieure du volume considéré, plus précisément les niveaux de la variable situés entre les valeurs minimum et maximum des observations. Les graphiques des séries commencent en janvier 1957 et se terminent en décembre 1982. Les détails sur leur construction sont fournis dans le rapport complémentaire sur le fichier FRQ (Gaudry et al., 1984).

Au premier niveau, on explique les ventes totales brutes de carburants DC. Ces mesures comprennent deux composantes non observées, les ventes à des fins non routières DNR et routières DR que nous "retrouvons" à l'aide de variables X^{dnr} pour les premières et X^{dr} pour les secondes. Le modèle comporte deux équations : celle des ventes totales brutes d'essence et celle des ventes brutes de diesel :

$$DC = [DNR + DR] \begin{cases} \cdot\ GA = \text{ventes brutes d'essence à des fins non routières et routières,} & \text{(D-1.1)} \\ \cdot\ DIC = \text{ventes brutes de diesel (corrigées des fins ferroviaires) à des fins non routières et routières} & \text{(D-1.2)} \end{cases}$$

On constatera sur les graphiques GA et DIC que ces deux séries sont très différentes l'une de l'autre et comportent des éléments saisonniers importants. On constate que les 4 premières années de la série DIC ont été l'objet d'une mensualisation. Des tests du modèle explicatif de DIC ont suggéré que cela affectait peu les résultats.

Au second niveau, on explique la demande de carburants à des fins routières DR telle que celle-ci est tirée des résultats du premier niveau qui a "purgé" les ventes brutes observées de leurs composantes non routières. Le niveau 2 est, dans sa forme la plus simple, une composante du niveau 1 (il s'agit des mêmes listes de facteurs dont on a enlevé, pour l'essence, 2 variables et, pour le diesel, 7 variables); dans ses formes plus complexes, il s'agit d'un modèle de demande de carburants routiers qui utilise des données "corrigées" par le niveau 1 :

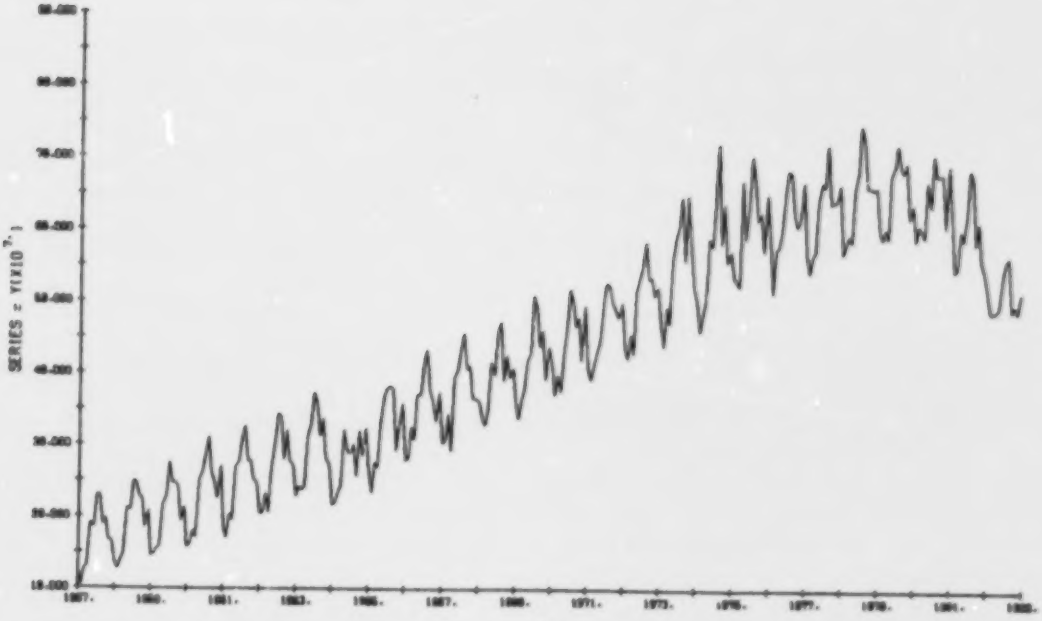


GA

MAX = .8272380E+09 (7/1976)
MAY) = .5097078E+09
MIN = .1943823E+09 (2/1957)

(JAN 1957 - DEC 1982)

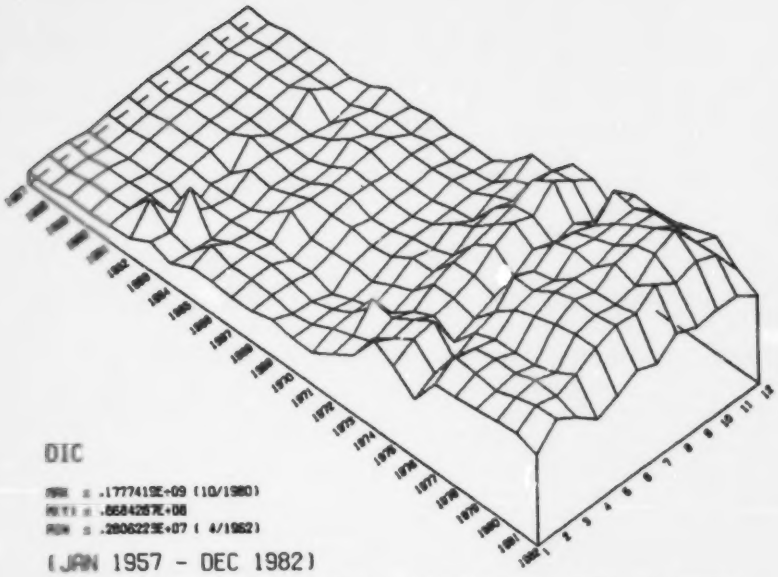
VENTES BRUTES D'ESSENCE AU QUEBEC (LITRES)



GA

VENTES BRUTES D'ESSENCE AU QUEBEC (LITRES)

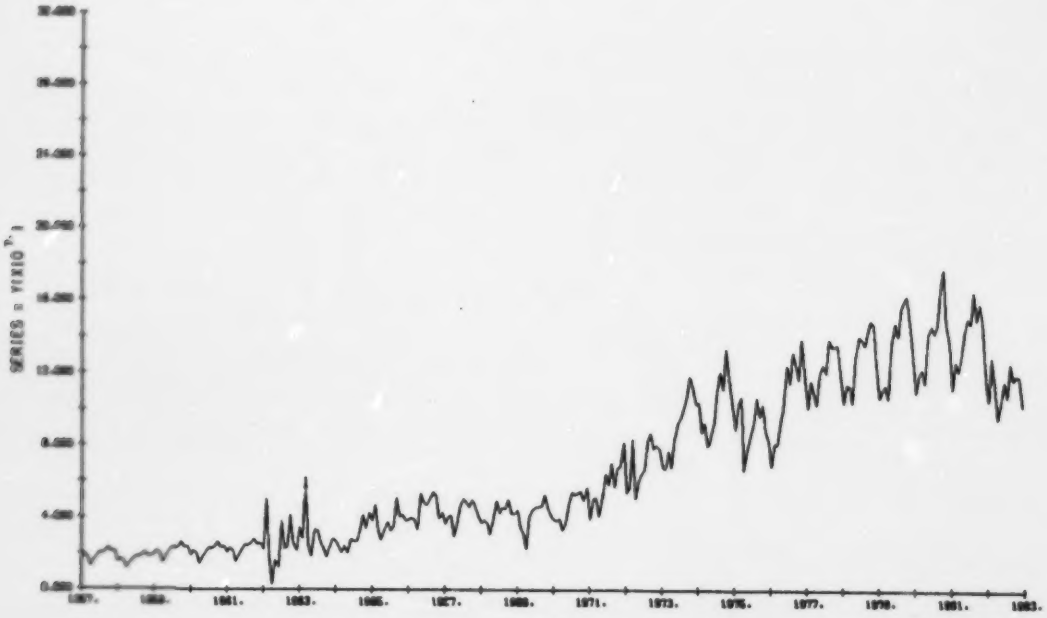
(JAN 1957 - DEC 1982)



DIC

(JAN 1957 - DEC 1982)

VENTES BRUTES RECORRIGEES DE DIESEL AU QUEBEC (LITRES)



DIC

VENTES BRUTES RECORRIGEES DE DIESEL AU QUEBEC (LITRES)

(JAN 1957 - DEC 1982)

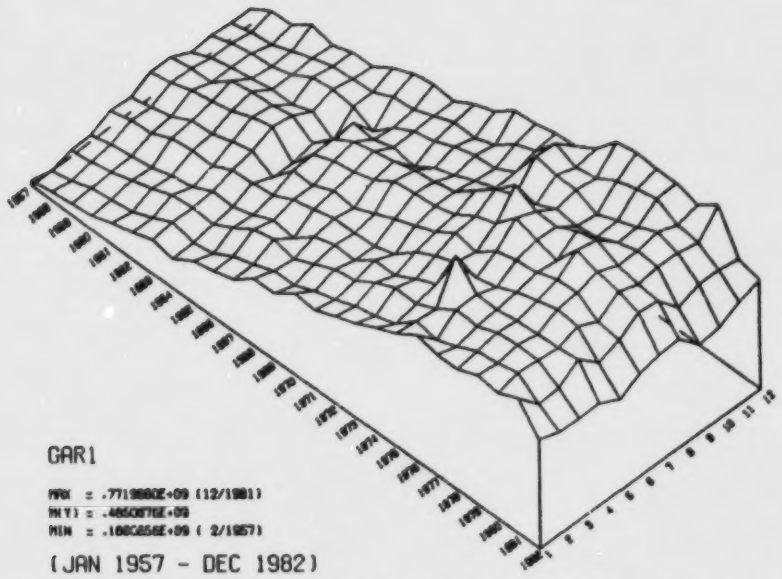
$$DR \begin{cases} \cdot\ GAR1 = \text{ventes brutes d'essence à des fins routières,} & \text{(D-2.1)} \\ \cdot\ DICR1 = \text{ventes brutes de diesel à des fins routières.} & \text{(D-2.2)} \end{cases}$$

On constatera sur les graphiques que ces mesures, obtenues à partir des résultats montrés plus loin (qui définissent la correction "1"), impliquent en moyenne une baisse de 4,8% pour GAR1 par rapport à GA et de 11,1% pour DICR1 par rapport à DIC; mise à part la question du biais dans l'estimation, les utilisations routières des carburants sont plus proches des ventes totales qu'on aurait pu le penser parce que certaines variables dont nous avons estimé l'importance (la fraude fiscale, par exemple) nous obligent à augmenter les ventes apparentes. La plupart des facteurs considérés (les usages agricoles, par exemple) nous conduisent à soustraire des quantités aux ventes totales et impliquent une correction à la baisse.

Au troisième niveau, on explique AC qui comprend trois catégories d'accidents et deux agrégations de ces catégories :

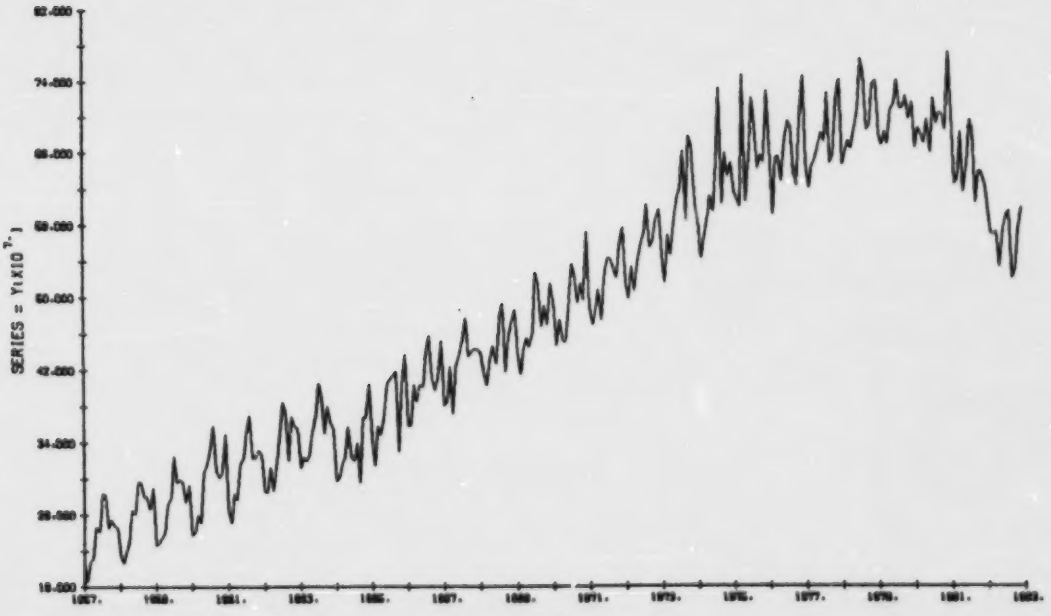
$$AC \begin{cases} \cdot\ MA = \text{accidents avec dommages matériels seulement,} & \text{(P-3.1)} \\ \cdot\ NM = \text{accidents avec au moins 1 blessé,} & \text{(P-3.2)} \\ \cdot\ MO = \text{accidents avec au moins 1 mort,} & \text{(P-3.3)} \\ \left[\begin{array}{l} \cdot\ COR = NM + MO = \text{accidents avec dommages corporels,} \\ \cdot\ ACC = MA + NM + MO = \text{nombre total d'accidents.} \end{array}\right] & \begin{array}{l}\text{(P-3.4)} \\ \text{(P-3.5)}\end{array} \end{cases}$$

Depuis 1978, les rapports de police d'où proviennent ces données, qui comprennent en principe tous les accidents rapportés qui ont lieu sur la voie publique (piétons, cyclistes, voitures, etc.), distinguent entre les accidents avec blessés graves et légers. Nous n'utilisons pas ces sous-totaux de NM parce que les séries sont beaucoup plus courtes que les autres et devraient faire l'objet d'une analyse distincte.



(JAN 1957 - DEC 1982)

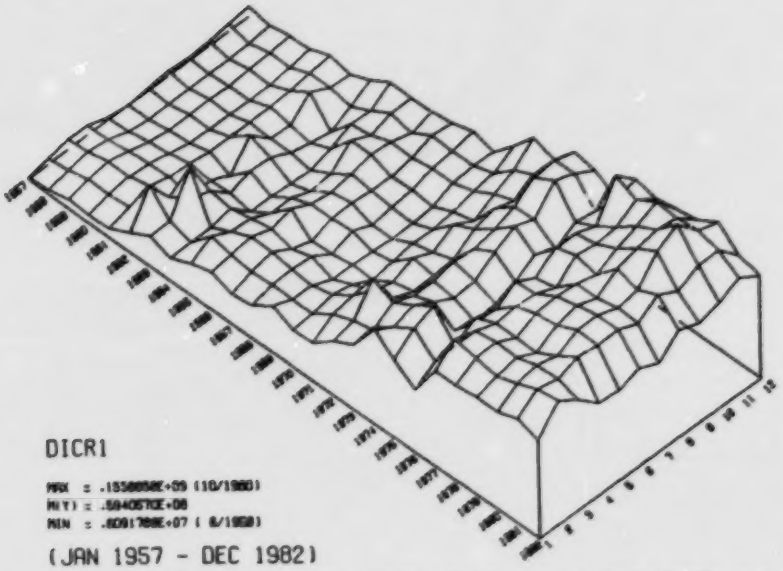
VENTES BRUTES D'ESSENCE ROUT. (MESURE 1) AU QUEBEC (LI)



GAR1

VENTES BRUTES D'ESSENCE ROUT. (MESURE 1) AU QUEBEC (LI)

(JAN 1957 - DEC 1982)

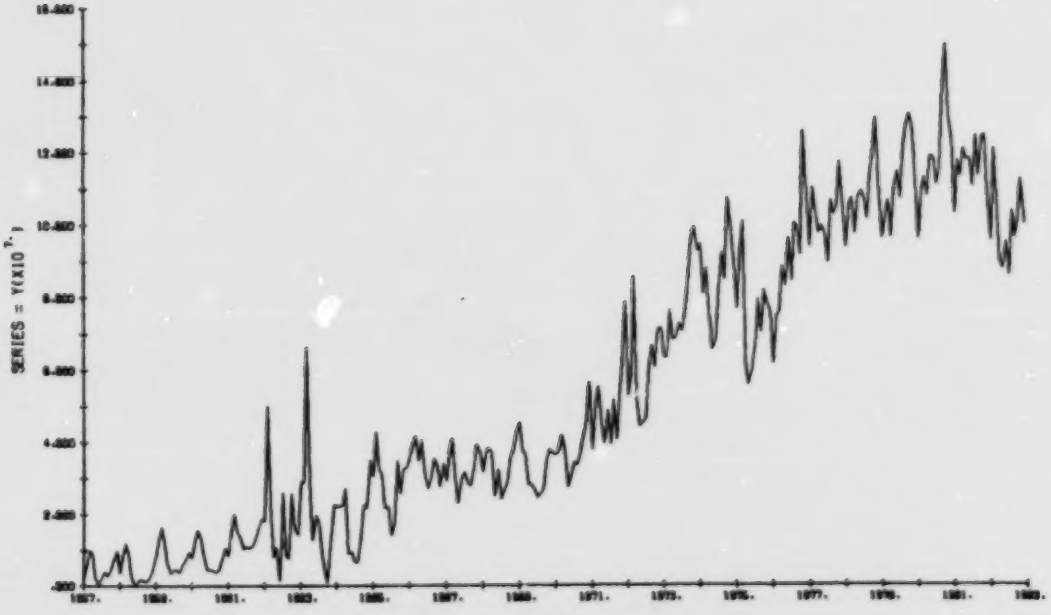


DICR1

MAX = .15588E+09 (10/1980)
MEAN = .59405E+08
MIN = .60917E+07 (6/1958)

(JAN 1957 - DEC 1982)

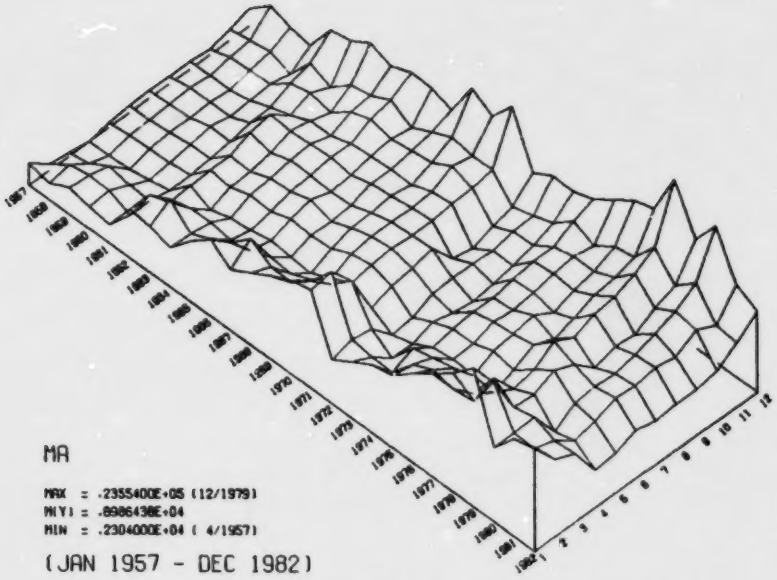
VENTES BRUTES RECOR. DE DIESEL ROUT. (M.1) AU QUEBEC (LI)



DICR1

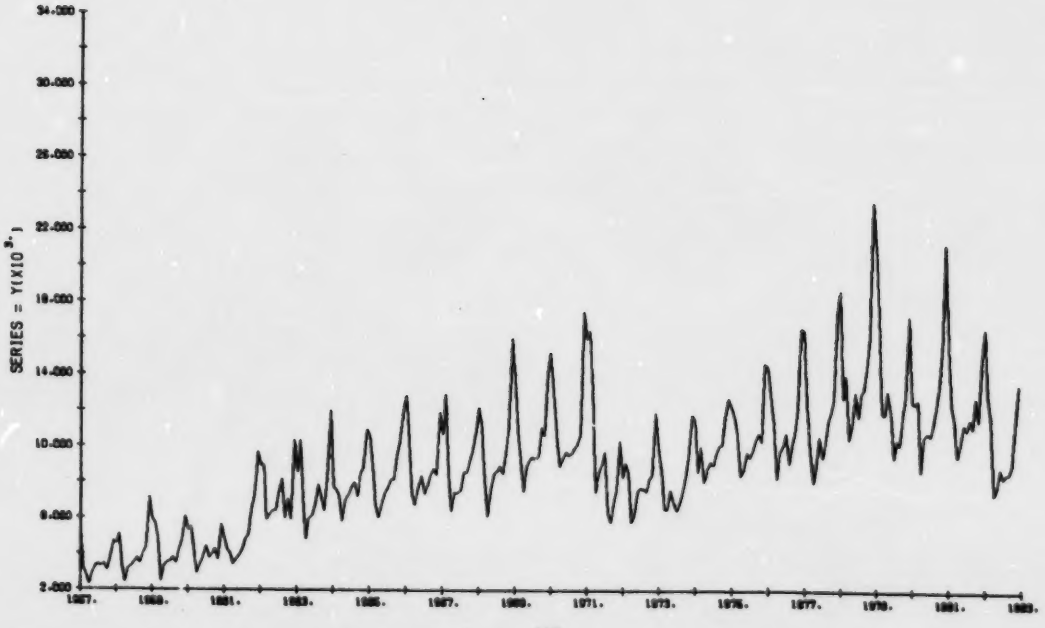
VENTES BRUTES RECOR. DE DIESEL ROUT. (M.1) AU QUEBEC (LI)

(JAN 1957 - DEC 1982)



(JAN 1957 - DEC 1982)

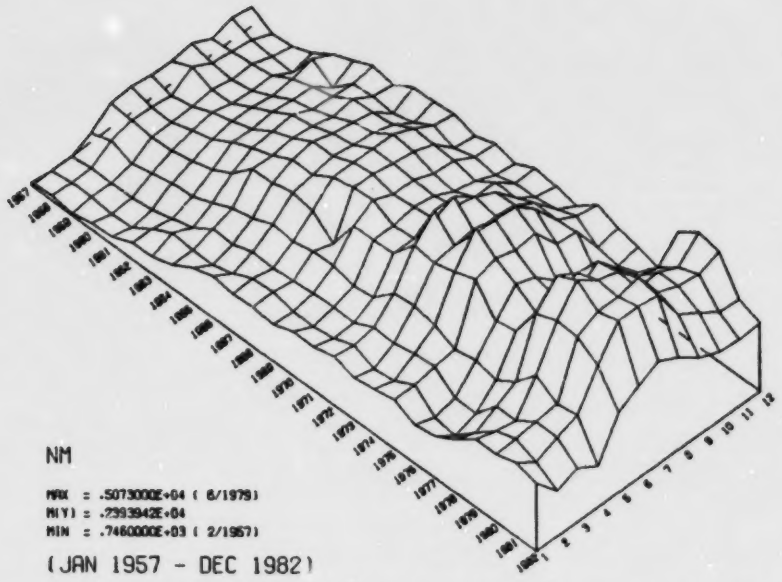
NOMBRE D'ACCIDENTS AVEC DOMMAGES MATERIELS AU QUEBEC



MA

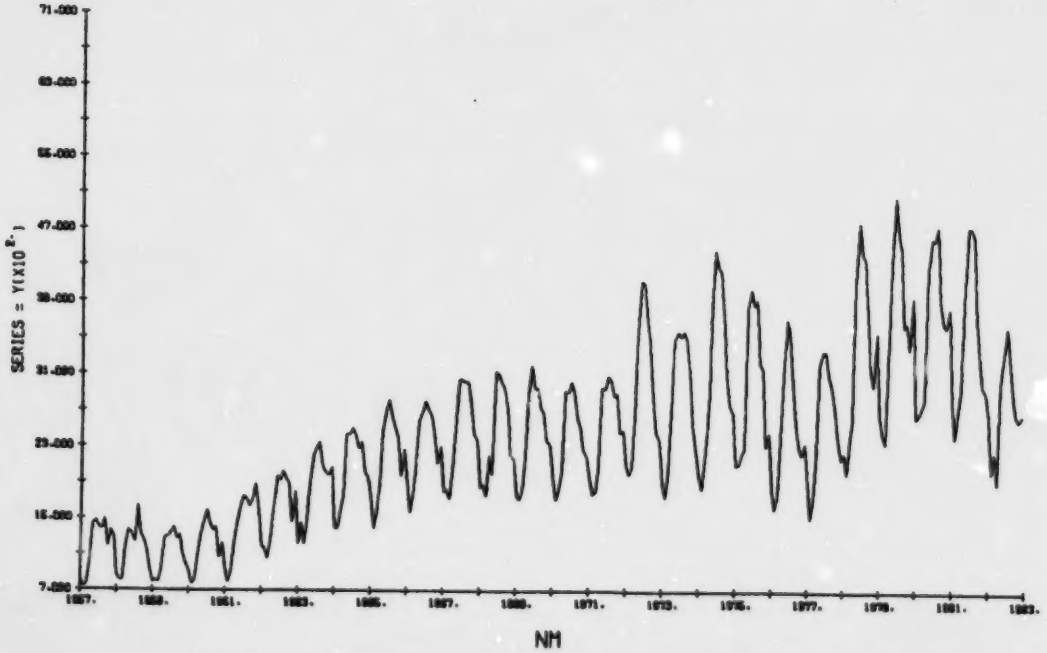
NOMBRE D'ACCIDENTS AVEC DOMMAGES MATERIELS AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)



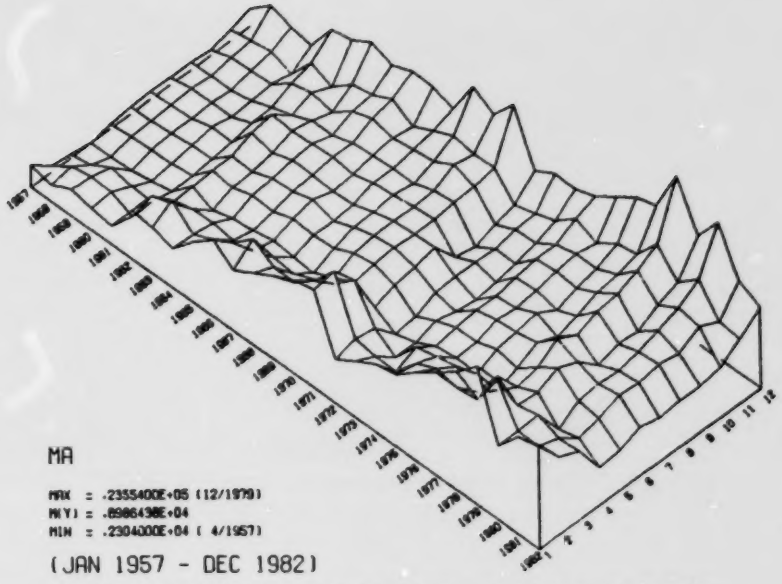
(JAN 1957 - DEC 1982)

NOMBRE D'ACCIDENTS NON MORTELS (AVEC BLESSES) AU QUEBEC



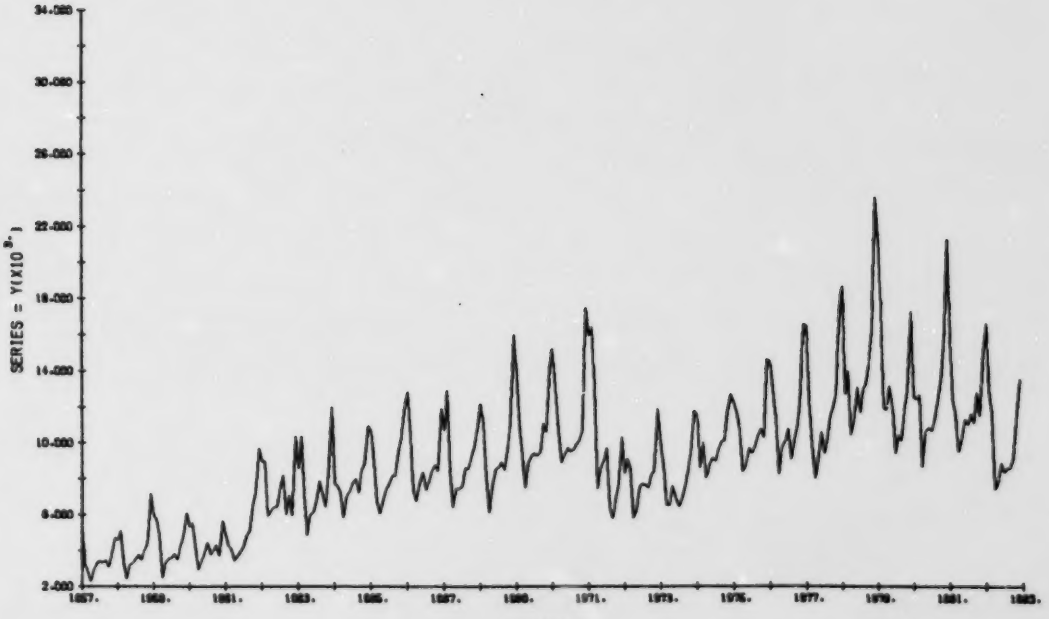
NOMBRE D'ACCIDENTS NON MORTELS (AVEC BLESSES) AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)



(JAN 1957 - DEC 1982)

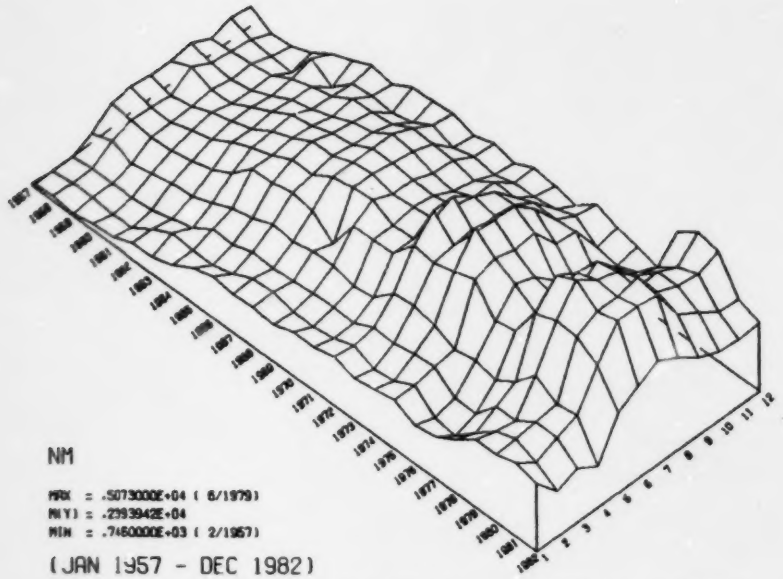
NOMBRE D'ACCIDENTS AVEC DOMMAGES MATERIELS AU QUEBEC



MA

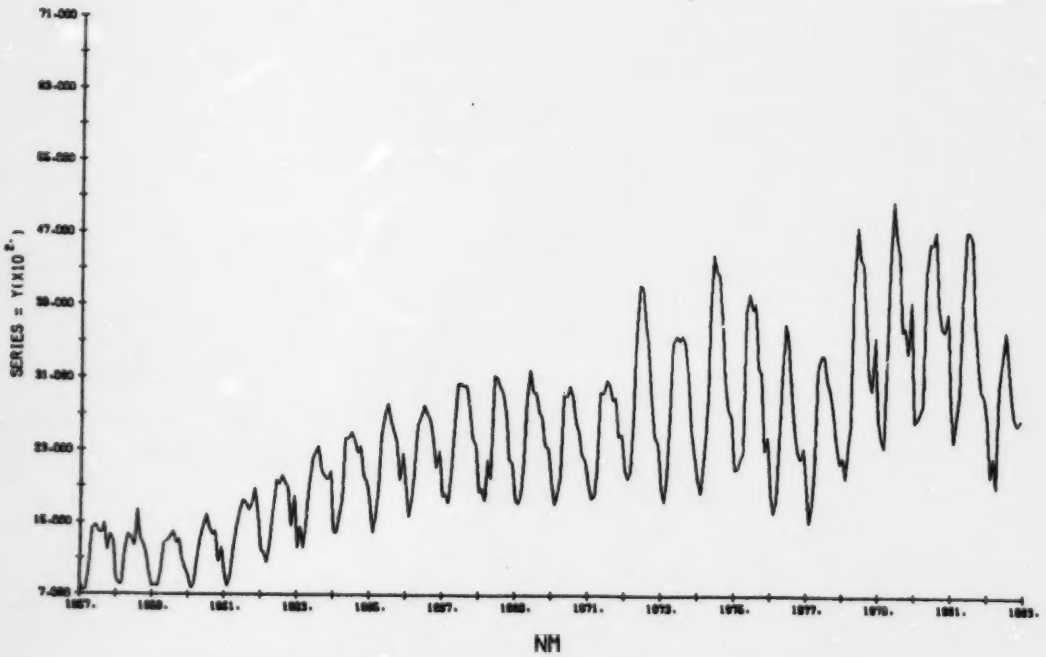
NOMBRE D'ACCIDENTS AVEC DOMMAGES MATERIELS AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)



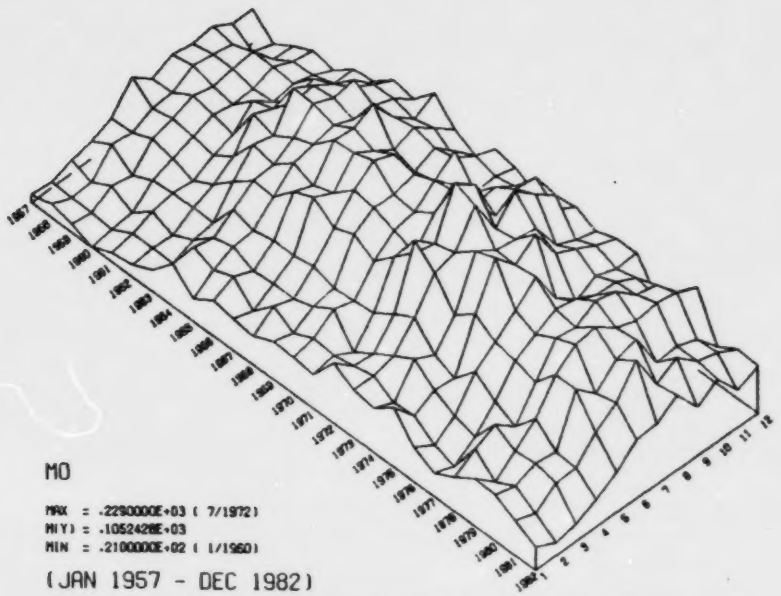
(JAN 1957 - DEC 1982)

NOMBRE D'ACCIDENTS NON MORTELS (AVEC BLESSES) AU QUEBEC



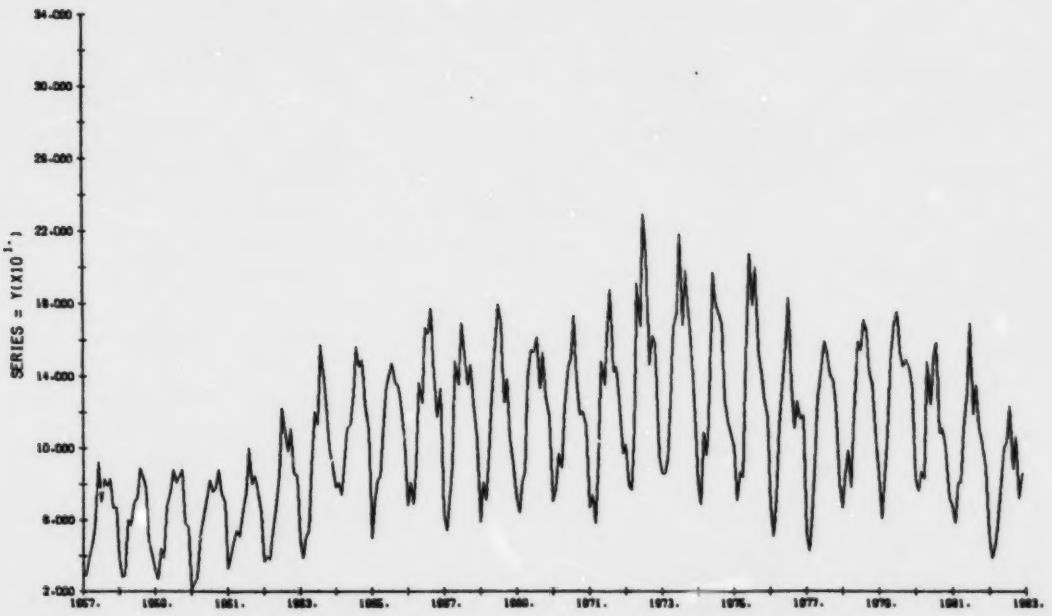
NOMBRE D'ACCIDENTS NON MORTELS (AVEC BLESSES) AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)



(JAN 1957 - DEC 1982)

NOMBRE D'ACCIDENTS MORTELS (AVEC MORTS) AU QUEBEC



NOMBRE D'ACCIDENTS MORTELS (AVEC MORTS) AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)

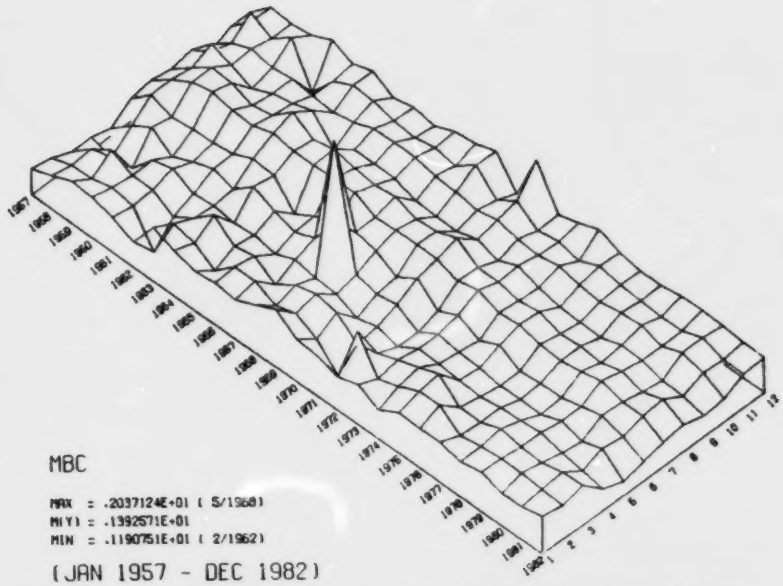
Du point de vue de l'efficacité statistique, les trois premières équations comprennent toute l'information sur le nombre d'accidents dont nous avons besoin. D'ailleurs, au niveau 5 plus bas, nous n'utiliserons que les résultats obtenus sur les composantes (P-3.2) et (P-3.3) pour calculer le nombre de victimes associé à chaque facteur explicatif plutôt que d'utiliser les résultats moins efficaces de (P-3.4). Toutefois, nous montrerons les résultats obtenus pour COR et ACC afin de faciliter au lecteur intéressé la comparaison avec des résultats d'autres chercheurs qui auraient expliqué des sous-totaux ou le total plutôt que leurs composantes.

Un regard sur les graphiques MA, NM et MO montre d'ailleurs qu'il s'agit de trois phénomènes complètement différents. On s'attend alors à ce que la désagrégation soit très profitable. Nous ne serons pas surpris plus loin de trouver que certains facteurs ont des effets très différents sur chacun des genres d'accidents. Nous ne montrons pas les graphiques COR et les graphiques ACC parce qu'ils ressemblent trop à leur composante dominante, NM et ACC respectivement.

Au <u>quatrième</u> niveau, on explique deux mesures de la gravité des accidents GR :

$$GR \begin{cases} \cdot\ MBC = HT/COR & \text{morbidité des accidents ou nombre de blessés par accident avec dommages corporels,} \quad (P\text{-}4.1) \\ \cdot\ MTC = DE/COR & \text{mortalité des accidents ou nombre de tués par accident avec dommages corporels.} \quad (P\text{-}4.2) \end{cases}$$

On constate sur les graphiques MBC et MTC qu'il s'agit de phénomènes différents et que la ventilation devrait, ici aussi, être profitable. Nous aurions pu définir d'autres mesures de gravité en divisant le nombre de

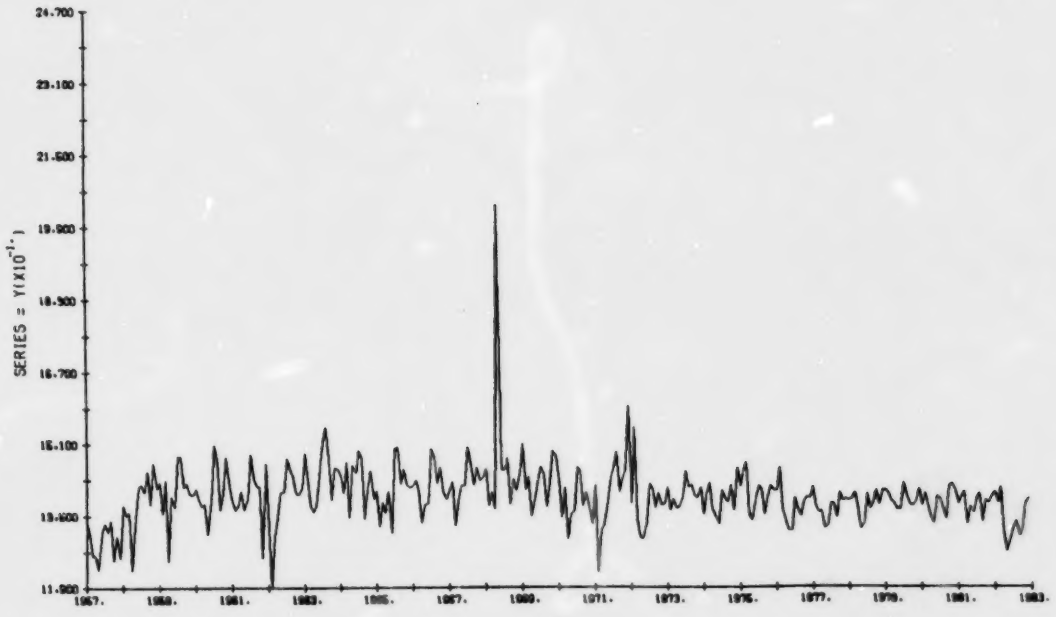


MBC

MAX = .2037124E+01 (5/1968)
MIN = .1190751E+01 (2/1962)

(JAN 1957 - DEC 1982)

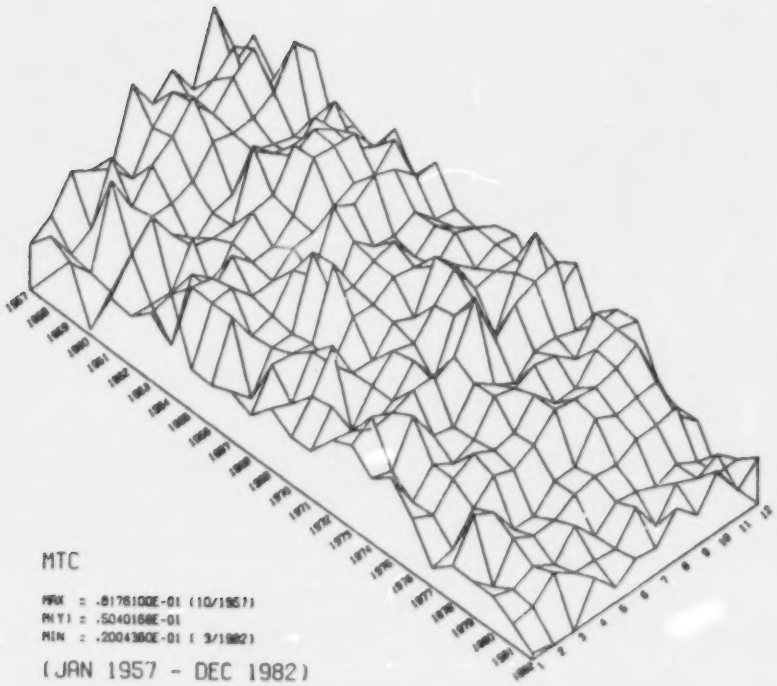
MORBIDITE DES ACC. CORPOREL5 (BLESSES/ACC. CORPOREL5)



MBC

MORBIDITE DES ACC. CORPOREL5 (BLESSES/ACC. CORPOREL5)

(JAN 1957 - DEC 1982)

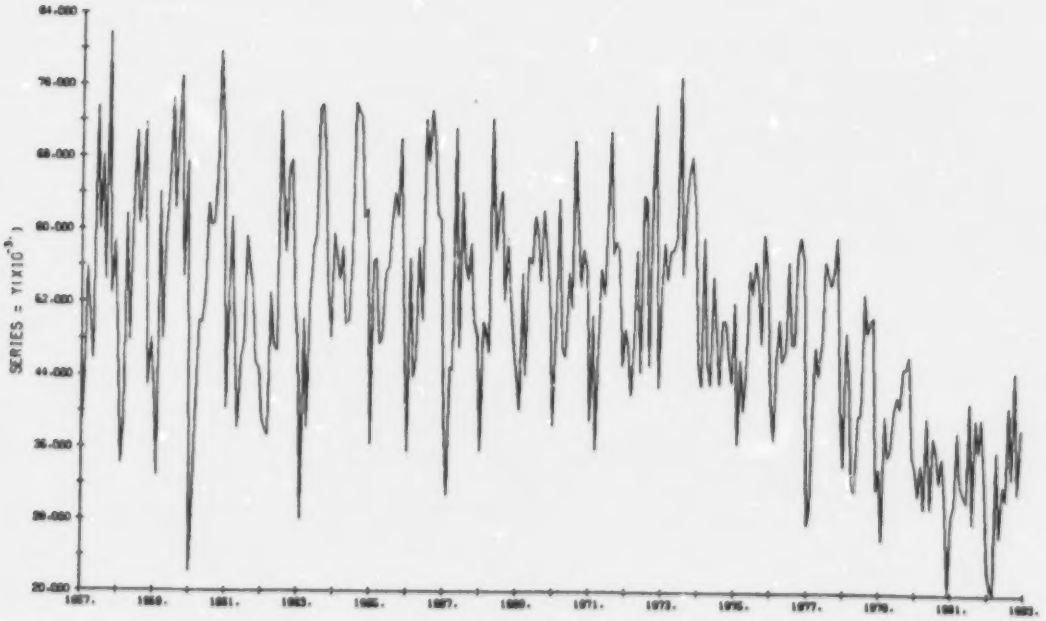


MTC

MAX : .8176100E-01 (10/1957)
MAY) : .5040168E-01
MIN : .2004360E-01 (3/1982)

(JAN 1957 - DEC 1982)

MORTALITE DES ACC. CORPOREL S (TUES/ACC. CORPORELS)



MTC

MORTALITE DES ACC. CORPORELS (TUES/ACC. CORPORELS)

(JAN 1957 - DEC 1982)

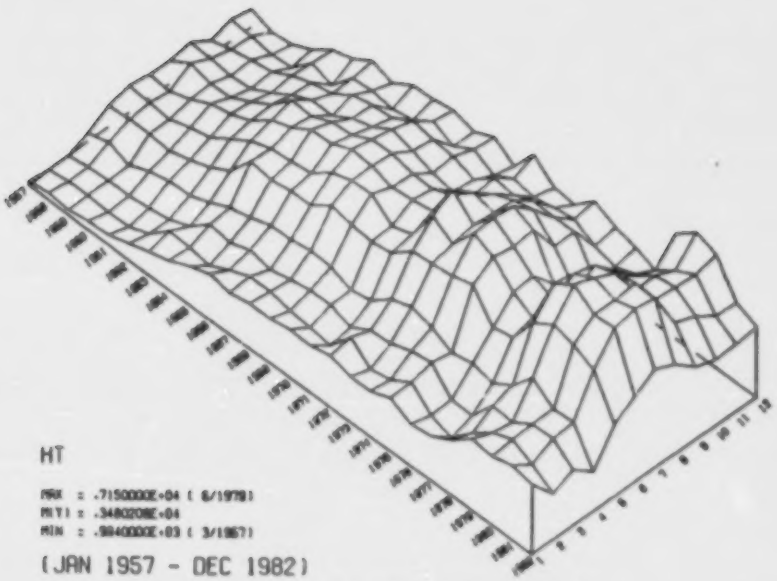
blessés ou de tués par le nombre total d'accidents ou par le nombre d'accidents mortels. L'utilisation du nombre total d'accidents comme dénominateur nous aurait engagés dans les problèmes d'erreurs de mesure des accidents avec dommages matériels seulement qui sont plus difficiles que ceux qui sont associés aux accidents avec dommages corporels. L'utilisation du nombre d'accidents mortels comme dénominateur implique aussi des difficultés à cause des erreurs de classification et du fait qu'un accident mortel peut aussi comporter des blessés : les accidents avec blessés et avec morts sont assez proches dans le spectre de la gravité réelle. Il a semblé préférable de prendre le nombre d'accidents avec dommages corporels comme dénominateur; nous avons par ailleurs fait des estimations des deux façons et la comparaison des résultats sur un modèle semblable au modèle de référence exposé plus bas a confirmé cette opinion.

Nous appelons MODÈLE DE RÉFÉRENCE l'ensemble des 9 équations des niveaux 2, 3 et 4.

Dans ce modèle de référence, le nombre de blessés HT, ou le nombre de morts DE, est expliqué *implicitement* comme produit du nombre d'accidents avec dommages corporels (expliqué au niveau 3) par le taux de morbidité ou de mortalité de ces accidents (expliqués au niveau 4). En effet, le nombre total de victimes VI est calculable au <u>cinquième</u> niveau.

$$VI \begin{cases} HT = (NM + MO)\ MBC\ , & \text{(P-5.1)} \\ DE = (NM + MO)\ MTC\ , & \text{(P-5.2)} \\ VI = HT + DE\ . & \text{(P-5.3)} \end{cases}$$

Nous ne montrons pas les graphiques VI parce qu'ils ressemblent trop aux graphiques HT du nombre des blessés. Nous aurions peut-être pu tenir compte des identités (P-5.1) et (P-5.2) et estimer les paramètres

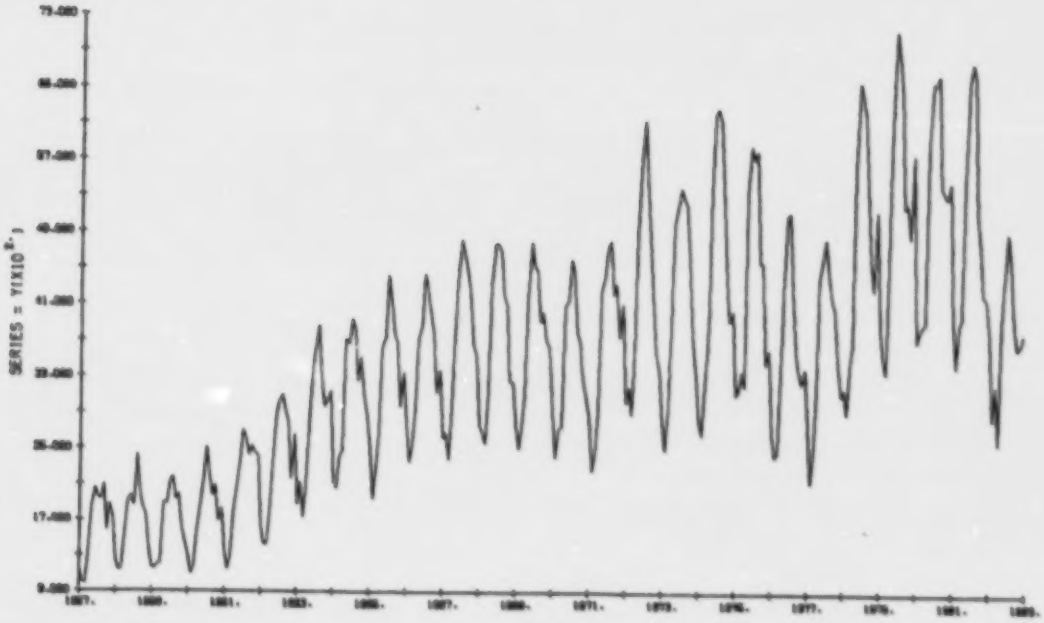


HT

MAX : .71500000E+04 (6/1978)
MIN : .98400000E+03 (3/1957)

(JAN 1957 - DEC 1982)

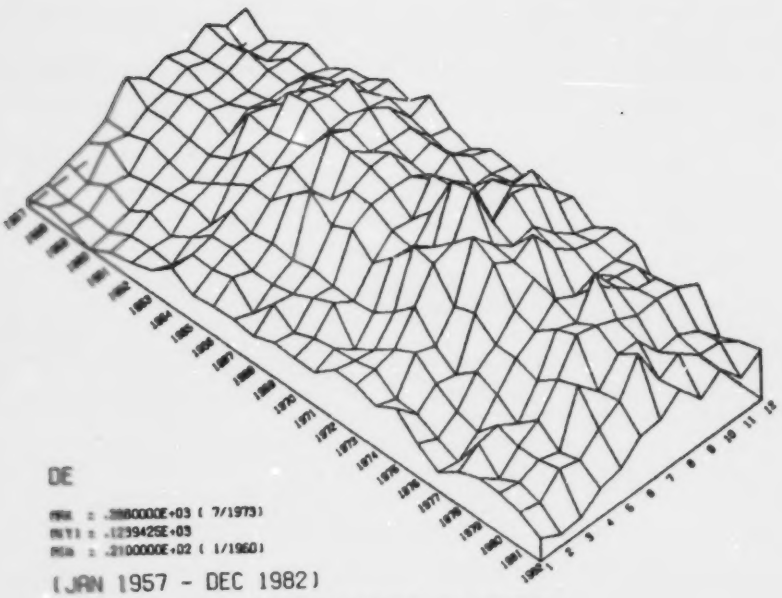
NOMBRE DE BLESSES SUR LES ROUTES AU QUEBEC



HT

NOMBRE DE BLESSES SUR LES ROUTES AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)

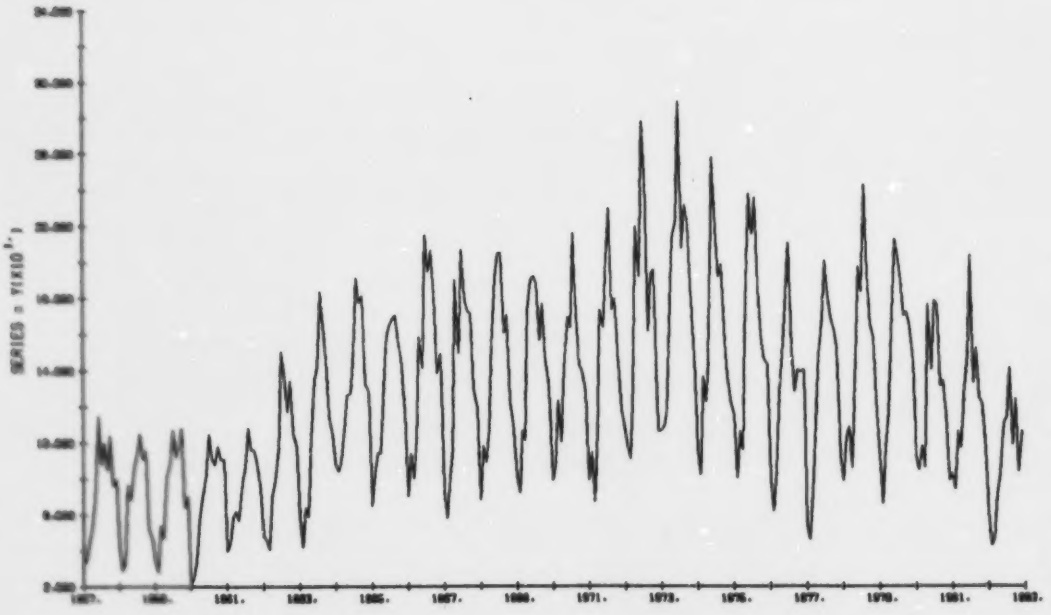


DE

MAX : .2880000E+03 (7/1973)
MEAN : .1239429E+03
MIN : .2100000E+02 (1/1960)

(JAN 1957 - DEC 1982)

NOMBRE DE TUES SUR LES ROUTES AU QUEBEC



DE

NOMBRE DE TUES SUR LES ROUTES AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)

des modèles des niveaux 3 et 4 sous contrainte; les techniques appropriées pour tenir compte de ces contraintes dans les équations avec transformations de Box et Cox n'existent pas encore, à notre connaissance, et il n'est pas certain que les gains d'efficacité justifieraient la résolution des difficultés considérables qui se poseraient.

3.2 Catégories de variables indépendantes

On peut regrouper en 7 grandes catégories les variables explicatives qui seront utilisées dans les équations stochastiques des 4 premiers niveaux —le niveau 5 ne contient que des identités. A cause du nombre relativement grand de facteurs explicatifs, il est même utile de distinguer des sous catégories et de faire un certain ordre; la présentation des résultats plus loin suivra le même ordre.

Les catégories envisagées sont :

1. D = dépendantes
2. P = prix
3. M
   - -Q = motorisation - quantité
   - -C = motorisation - caractéristiques des véhicules
4. N
   - -L = réseaux - lois, réglementations, police
   - -T = réseaux - niveaux de service des modes de transport
   - -I = réseaux - infrastructure, climat
5. Y
   - -G = consommateurs - caractéristiques générales
   - -A = consommateurs - âge
   - -S = consommateurs - sexe
   - -E = consommateurs - ébriété ou vigilance
6. A = activités économiques finales et intermédiaires
7. ET
   - -AD = et cetera - décisions administratives qui influencent la mesure
   - -AG = et cetera - agrégation : composition des mois
   - -SC = et cetera - saisonnières et constante

3.3 Formulation économique

Comment formuler la relation qui existe entre les variables explicatives ou indépendantes et les variables expliquées ou dépendantes, jusqu'ici symbolisée par (←) ? Les procédures que nous utiliserons seront des équations; distinguons la formulation économique de la formulation économétrique.

Deux formulations économiques seront considérées :

$$(FRD) \leftarrow (-P, (M-Q/A_i, M-C), N, Y/A_i, (A_1/A_j, \ldots, A_{a-j}/A_j, A_j), ET), \quad (DE)$$

$$(FRP) \leftarrow (DR, P, (-M-C), N, Y/A_i, (A_1/DR, \ldots\ldots, A_j/DR), ET), \quad (PE)$$

suivant que la variable dépendante est celle d'une équation de forme réduite de la demande (FRD) ou celle d'une équation de forme réduite de la performance-sécurité (FRP). En lisant les brèves justifications des éléments utilisés qui suivent, rappelons-nous que le sens des variables explicatives n'est pas le même à tous les niveaux auxquels elle apparaissent. En effet, dans (D-1) ou (D-2), les variables, comme la neige, expliquent le niveau d'usage des routes ("exposure" dans plusieurs textes) alors que, dans (P-3) et (P-4) elles expliquent, *à demande routière donnée*, un changement dans la probabilité d'accident ou de gravité d'accident par unité de demande. Ainsi, le facteur "emploi" (ou une fonction de l'emploi) expliquera l'activité de transport générée par l'emploi dans (D-1) ou (D-2) et reflétera, *à demande de transport donné* dans (P-3) et (P-4), les éléments (façon de conduire, taux d'occupation des véhicules) qui influent sur la probabilité d'accident ou de gravité d'accident par unité de demande.

Notons de plus que les X de (P-3) et de (P-4) expliquent respectivement la probabilité d'un événement et d'un taux par unité de demande. Il s'ensuit que lorsque nous dirons qu'une variable a un effet "sur la demande,

les accidents et leur gravité" nous signifierons "sur le niveau de la demande routière (de carburant), sur la probabilité qu'un accident se produise à demande routière donnée et sur la probabilité qu'un accident qui se produit soit grave à demande routière donnée".

Pour bien suivre les commentaires qui suivent, le lecteur a intérêt à consulter simultanément le tableau 5 où il est facile de constater si une variable explicative particulière est utilisée dans toutes les équations (les variables dépendantes sont inscrites en tête des colonnes) du modèle de référence, ou pas.

D : les variables dépendantes

Les mesures de demande routière ne sont utilisées que dans les équations de performance (PE). Elles y sont présentes sous forme de niveau. Nous aurions pu les y insérer sous forme de densités (par km de route par exemple), mais comme la longueur du réseau routier semble avoir augmenté graduellement et moins rapidement que la consommation de carburant durant notre période, la densité aurait été très corrélée avec le niveau de la demande : en fait, les variables de consommation d'essence et de diesel comprises dans DR jouent les 2 rôles à la fois. Compte tenu du grand nombre de variables dans le modèle, nous n'avons pas introduit de variables dépendantes retardées dans les équations de demande (DE) pour vérifier la vitesse d'ajustement des consommateurs. La formulation économétrique compensera en introduisant implicitement ces variables par le jeu de l'autocorrélation des erreurs.

P : les prix

Les prix des carburants, du transport public, de l'entretien des véhicules et le coût de la vie expliquent certainement la demande routière; dans la mesure où ils affectent la vitesse, l'état des véhicules ou la façon de conduire, ils auront aussi une influence sur les accidents et leur gravité. Certains des prix, définis pour tenir compte des différences de prix du carburant entre le Québec et l'Ontario, n'apparaissent que dans les équations (D-1).

M : les véhicules à moteur

Le nombre de véhicules à moteur de diverses catégories M-Q et, pour les voitures, certaines de leur caractéristiques (taille et disponibilité de la ceinture et du baudrier) incorporées à l'achat M-C sont considérés comme prédéterminés dans notre modèle. Le taux de disponibilité des véhicules par unité d'activité (ici A_i est la population ou le nombre d'adultes) influencera la demande de carburants. Les caractéristiques de taille et de disponibilité des voitures peuvent influencer la distance parcourue et la vitesse : elles apparaissent dans toutes les fonctions (DE) et (PE) excepté la proportion de petites voitures qui est exclue de la demande de carburant diesel.

N : les réseaux

Les changements dans le code de la route et la surveillance policière N-L influencent la vitesse et d'autres éléments de la façon de conduire. Toutes les composantes de N-L sont utilisées dans toutes les équations du modèle. De même, des variables qui décrivent les niveaux de service des modes N-T sont aussi utilisées partout lorsqu'il s'agit de grèves du transport public urbain et interurbain. Le temps d'attente du transport en commun

n'est utilisé que pour expliquer la demande d'essence. Les caractéristiques physiques des infrastructures N-I sont utilisées dans toutes les fonctions parce qu'elles influencent la vitesse et donc la demande de carburant, la probabilité des accidents et de leur gravité.

Y : les charactéristiques des conducteurs

Les caractéristiques générales des conducteurs Y-G, telles leur fréquence dans la population et les changements importants dans la qualité du stock des chauffeurs ou leur comportement causés par les modifications des régimes d'accès à la conduite (par la loi d'indemnisation des victimes de la route de 1961 et la loi de l'assurance-automobile de 1978) appartiennent aussi à toutes les fonctions de demande et de performance. On peut en effet penser que la disponibilité des permis augmente l'offre de conduite et change le taux d'occupation des véhicules; on peut soupçonner que des changements importants dans les régimes d'accès à la conduite modifieront suffisamment le stock des conducteurs pour que la demande, les accidents et leur gravité soient affectés. Un raisonnement semblable sur l'âge Y-A des conducteurs, leur sexe Y-S et leur état de vigilance Y-E mérite d'être mis à l'épreuve.

Toutes ces variables sont en principe exprimées sous forme de taux de présence dans la population des conducteurs. C'est ce qui signifie le ratio Y/A_i dans (DE) et (PE). On ne connaît pas, bien sûr, la véritable proportion de conducteurs qui ont consommé de l'alcool ou des médicaments : on la suppose proportionnelle à celle de la population en général : le facteur de proportionnalité inconnu α est absorbé implicitement par le coefficient estimé $\hat{\beta}$ de la régression ($\hat{\beta} = \beta(\text{vrai}) \cdot \alpha(\text{vrai})$) et ne peut être identifié parce qu'on ne connaît que l'estimation de produit du "vrai" coefficient β et du facteur de proportionnalité α.

A : les activités économiques

Dans les équations de demande, nous avons choisi une activité de référence, l'emploi, et exprimé les autres activités récurrentes (mais pas les activités spéciales comme l'Expo '67 ou les Jeux Olympiques de 1976) en rapport à cette dernière ((A_a/A_1) = ventes au détail par emploi, livraisons manufacturières par emploi). Certaines des activités (agricoles, grands travaux de génie et forestières) n'apparaissent que dans les équations (D-1) pour tenir compte des usages hors-route.[4]

Dans les équations de performance, nous avons défini des ratios A_a/DR pour cerner l'effet des motifs de déplacement. Les ventes d'essence à des fins routières sont utilisées au dénominateur. Le nombre d'emplois, les ventes au détail et les jours de vacances sont utilisés au numérateur de ces trois indices de la probabilité qu'un déplacement soit fait pour un motif particulier. On ne connaît bien sûr pas le taux de transformation qui donnerait la vraie part des déplacements faits pour chacun des trois motifs considérés mais le coefficient de la régression s'ajuste en conséquence. De plus, les coefficients estimés de ces pseudo-parts doivent s'interpréter par rapport à celui de la part résiduelle des déplacements pour les autres motifs (personnel, vie sociale, etc.) qui n'est pas représentée.

ET : et cetera

Les variables qui influencent la mesure ET-AD comprennent l'implantation d'un rapport d'accident uniforme chez les policiers en 1978 et du régime du constat amiable en 1979. Ces deux mesures ont influencé le nombre mesuré

d'accidents avec dommages matériels (G) et le total d'accidents. Les variables d'agrégation ET-AG, qui tiennent compte de la longueur des mois et incorporent des ajustements reliés aux dimensions des variables d'activité, ainsi que la constante ET-SC, sont incluses partout.

Nous aurions pu, dans la formulation économique (DE) et (PE), utiliser partout le niveau des variables plutôt que définir des taux de disponibilité des véhicules, des taux de caractéristiques des conducteurs et des taux d'activités économiques. Nous réduisons les problèmes de multicollinéarité en procédant ainsi. Nous obtenons aussi une formulation claire où, dans (DE), une activité de référence définit une "base" qui est modifiée par tous les taux. En (PE), c'est la demande DR qui définit la "base". Bien sûr, les variables qualitatives jouent leur rôle usuel et décèlent des changements de niveau des variables dépendantes.

3.4 Formulation économétrique

Quelle formulation économétrique faut-il adopter ? Distinguons, pour chaque équation considérée, entre le modèle qui relie la variable dépendante aux variables indépendantes et le modèle de l'erreur. Le premier, que nous avons appelé "partie fixe" sera, pour toute observation t,

$$y_t^{(\lambda_y)} = \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{k_t}^{(\lambda_x)} + u_t \qquad \text{(E-1)}$$

où nous ne précisons pas pour le moment le modèle de l'erreur u_t et où la transformation Box et Cox (1964) des variables est définie comme

$$y^{(\lambda)} = \begin{cases} \dfrac{y^{\lambda}-1}{\lambda} & , \quad \lambda \neq 0 \\ \ln y & , \quad \lambda \to 0 \end{cases} .$$

Cette transformation est d'utilisation courante dans plusieurs domaines lorsqu'on n'a pas d'idées à priori sur la relation entre les variables ou lorsqu'on a certains préjugés précis qu'on veut tester. En effet, si $\lambda_y = \lambda_x = 1$ dans (E-1), la fonction est équivalente (la constante exceptée) à la régression linéaire; si $\lambda_y = \lambda_x = 0$, on a un modèle linéaire dans les logarithmes des variables (donc un modèle multiplicatif). De plus, comme l'inverse du logarithme est l'exponentiel, les valeurs $\lambda_y = 0$ et $\lambda_x = 1$ équivalent à $y = \exp\left(\sum_k \beta_k X_k\right)$. Il n'y a bien sûr souvent aucune raison de s'attendre à la linéarité plutôt qu'à la proportionnalité ou à toute autre valeur : racine carrée ($\lambda = \frac{1}{2}$), deuxième puissance ($\lambda = 2$), etc. Cette transformation est utilisée sur des fonctions de demande de transport depuis 1978 (Gaudry et Wills, 1978).

Le modèle de l'erreur, ou "partie aléatoire", est

$$u_t = \left[\exp\left(\delta_o + \sum_{m=1}^{M} \delta_m z_{m_t}^{(\lambda_{zm})}\right)\right]^{-1/2} v_t \quad , \qquad \text{(E-2)}$$

$$v_t = \sum_{\ell=1}^{r} \rho_\ell \, v_{t-\ell} + w_t \quad . \qquad \text{(E-3)}$$

Cette formulation a 2 objectifs :

- s'assurer que la variance de l'erreur est constante. En effet, les transformations Box-Cox en (E-1) affectent la variance de l'erreur. Pour obtenir une erreur dont la variance soit constante (homoscédastique) on a besoin d'un modèle qui permette de contrôler l'hétéroscédasticité et de ne pas confondre forme du modèle et variance de l'erreur : deux instruments pour deux objectifs, suivant la stratégie que nous avons définie (Gaudry et Dagenais, 1979) d'une façon un peu plus générale

qu'en (E-2) - (E-3). Remarquons que la formulation (E-2) a comme avantage d'inclure comme cas particulier l'hétéroscédasticité classique : si tous les $\lambda_{zm} = 0$ et tous les $\delta_m = 0$ sauf un qui est égal à 2, on a bien en effet $u_t = [\delta_o * z^2]^{1/2} v_t$;

- obtenir des erreurs résiduelles qui ne sont pas correlées dans le temps ("bruit blanc"). En réalité (E-3) est utilisé pour faire, avec un processus autoregressif d'ordre élevé, une approximation d'un processus qui contiendrait un schéma autorégressif et une partie de moyenne mobile. L'expérience nous a révélé que cette approximation était d'habitude suffisante pour obtenir une erreur au hasard.

La philosophie de ce modèle économétrique est donc d'équilibrer le travail sur la partie fixe et sur la partie aléatoire. Dans la partie fixe, nous laissons les données décider de la forme fonctionnelle; dans le modèle de l'erreur, nous allons chercher l'information systématique ou modélisable. Ces tâches sont accomplies simultanément par une maximisation du logarithme de la vraisemblance des N-r observations qu'on peut écrire, à condition de supposer que les w_t ont une distribution normale et de négliger les r premières observations :

$$L = -\frac{N-r}{2} \ln (2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=1+r}^{N} \ln f(z_t)$$

$$- \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1+r}^{N} \left[\frac{u_t}{\sqrt{f(z_t)}} - \sum_{\ell=1}^{r} \rho_\ell \frac{u_{t-\ell}}{\sqrt{f(z_t)}} \right]^2 + (\lambda_y - 1) \sum_{t=1+r}^{N} \ln y_t \,, \qquad \text{(E-4)}$$

où $f(\underline{z}_t)$ est défini comme le contenu de la parenthèse carrée de (E-2) et σ^2 est la variance de w_t qu'on retrouve dans la parenthèse élevée au carré. L'algorithme utilisé pour maximiser cette fonction est décrit en détails dans Liem et al., (1983). Nous avons montré (Dagenais et al., (1984) que, pour l'étude de la demande de transport en commun de la CTCUM et la demande d'essence à Montréal, il y avait des bénéfices importants à estimer les paramètres de la forme fonctionnelle de la "partie fixe" d'un modèle conjointement avec les paramètres d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation.

Cet équilibre entre la partie (E-1), où on utilise des variables par lesquelles on "comprend" la variable dépendante, et la partie (E-2) - (E-3), où on cherche à décrire l'erreur résiduelle u_t de façon à en tirer w_t, un bruit blanc à variance constante, combine deux tendances de modélisation. Dans la première perspective, on formule un modèle de régression et on néglige le travail sur le modèle de l'erreur; à la limite, on suppose simplement que u_t est homoscédastique et ne souffre pas d'autocorrélation. De plus, il arrive souvent qu'on estime un modèle linéaire ($\lambda_y = \lambda_x = 1$) et un modèle log-linéaire ($\lambda_y = \lambda_x = 0$) et qu'on publie les résultats les "meilleurs". Dans la seconde perspective, on ne s'intéresse pas aux variables explicatives : on cherche seulement à reproduire la variable dépendante y_t par ses valeurs retardées et des valeurs retardées de l'erreur w_t : on appelle cette forme d'analyse "analyse de séries chronologiques" ou analyse Box-Jenkins (1976). Nous l'utilisons pour identifier la structure (E-3). Depuis quelque temps, on corrige un peu les excès de cette forme de "curve fitting" en ajoutant une ou deux variables explicatives, souvent des variables auxiliaires ("dummy") binaires qui représentent des changements structurels ou phénomènes "en escalier"

—comme l'effet d'une nouvelle loi— que le caractère lisse des schémas autorégressifs décrit mal. Cette modification de Box-Jenkins, appelée "analyse d'interventions" ou analyse Box-Tiao (1975), peut aussi être utilisée pour identifier des effets qui augmentent ou diminuent graduellement. Wiorkowski et Heckard (1977) résument très bien ces deux méthodes. Indépendamment des propriétés statistiques des estimations obtenues, les modèles de première tendance négligent de tenir compte de l'information habituellement présente dans les erreurs u_t. Les modèles de deuxième tendance reproduisent assez bien les données, mais en évacuant l'essentiel des éléments de compréhension (quelques "interventions" mises à part) : ils ne peuvent généralement pas répondre aux questions sur l'impact futur d'une hausse des prix ou de l'emploi puisqu'ils ont supprimé la structure causale des X_t. Nous cherchons donc ici à combiner les avantages de l'analyse de régression non linéaire à ceux de l'analyse des séries chronologiques pour bien exploiter l'information contenue dans les erreurs.

3.5 Relation à la littérature

Ayant situé notre modèle par rapport aux deux grandes tendances de la modélisation des séries chronologiques, il y a lieu de préciser son lien de parenté avec d'autres modèles précis, sans toutefois faire une revue détaillée de la littérature. Nous sommes intéressés aux modèles de *régression multiple sur des agrégats* nationaux ou régionaux; nous excluerons les modèles "d'analyse d'interventions" qui ne traitent que d'une variable et les modèles dont le niveau d'agrégation est trop faible (ensemble de routes, groupes

d'individus) : nous utiliserons l'information tirée des modèles d'analyse d'invervention spécifiques et des modèles de faible niveau d'agrégation lors des commentaires de variables spécifiques dans la section suivante. Comme il n'existe pas de modèles de régression multiple utilisant des données agrégées (au sens défini plus haut) sur la gravité des accidents, nous commenterons brièvement certains de ceux qui traitent des autres niveaux formulés dans DRAG.

DR : la demande de carburant

Les modèles de demande d'essence sont assez fréquents et les modèles de demande de carburant diesel sont relativement rares. On pourra le constater en consultant la liste choisie des travaux que nous avons consultés, liste fournie en sus des références incorporées au texte, et où seuls Preece et al., (1978) s'intéressent au diesel. Le modèle-type d'explication de la demande de carburant utilise comme variables explicatives le prix réel du carburant, une mesure de l'efficacité énergétique des véhicules, la taille du parc de véhicules et une ou deux variables de revenu ou d'activité : en tout cinq ou six variables, si on oublie les variables auxiliaires et les constantes. La répartition de ces variables par catégorie est indiquée au tableau 1.A.

Le mécanisme d'ajustement est habituellement très simple : on s'intéresse d'abord à l'élasticité de la demande à court terme. Quelques modèles tentent d'introduire l'ajustement à long terme par la présence d'une variable dépendante retardée. Quelques modèles ajoutent aussi, en parallèle, une ou deux équations assez simples sur le taux de consommation moyen du

TABLEAU 2 : Modèles de régression multiple agrégés récents

A : DR, la demande de carburants[1]

source	DR	DR_{t-1}	P	M	N	Y	A	VAR	NOBS	λ_y, λ_x	ρ
1. Greene 1982	GA		1	4		5		10	561	$\hat{\lambda}_y, \hat{\lambda}_x$	-
2. Berzeg 1982	GA	1	2			1	1	5	960	$\lambda=0$	-
3. Baltagi and Griffin 1983	GA / auto	1	2	2		1		6	342	$\lambda=0$	-
4. Tishler 1983	GA		3	1		1		5	13	$\lambda=1$	-
5. Greene 1984	\$ DI / total \$		2	1		1		4	20	$\lambda_x=1$ $\lambda_y=0$[2]	-

[1]. Tous les modèles utilisent des séries annuelles excepté [2] où elles sont trimestrielles. Le nombre d'observations pour [1] - [3] est plus élevé à cause de l'utilisation de données sur plusieurs états en même temps, respectivement 51, 49 et 18.

[2]. Appliqué au modèle AIDS de Deaton et Mullbauer (1980)

B : AC et VI, les accidents et les victimes[1]

	AC,VI	DR	P	M	N	Y	A	VAR	NOBS	λ_y, λ_x	ρ_1
1. Crète 1982	MATER.[2] / AUTO		2	1	2	5	1	11	33	$\lambda=1$	-
2. Maag et al. 1982	DE / popul.	1		2				3	30	$\lambda=0$	-
3. Partyka 1983	DE				1		4	5	22	$\lambda=1$	-
4. Stein and Beauregard 1983	DE	1	1		1		2	5	26	$\lambda=1$	-
5. Crandall 1984	DE	1		4	2	2	1	10	35	$\lambda=0$	-
6. Graham 1984	DE / mi.		1	3	3	2	1	10	35	$\lambda=1$	-
7. Hoxie et al. 1984	DE	1		1		2	2	6	72	$\Delta^3\lambda=0$	ρ_1

[1]. Tous les modèles utilisent des séries annuelles excepté [7] où elles sont mensuelles.

[2]. Nombre de réclamations aux assureurs par véhicule assuré.

[3]. Différence des logarithmes

stock de véhicules et le nombre de véhicules afin de pouvoir calculer l'effet complet de long terme des hausses des prix du carburant (Burright et Enns, 1975; Sweeny, 1979).

Les données utilisées sont presque toujours annuelles. Dans leur revue de la littérature faite en 1975, Burright et Enns ont 9 cas de séries annuelles et 1 cas de séries trimestrielles. Cette proportion n'a pas changé beaucoup depuis cette date. Toutefois, Hartmann et al. (1982) citent plusieurs études internes du ministère américain de l'énergie qui utilisent des données mensuelles. Parmi les modèles récents indiqués au tableau 1.A, une seule source utilise des données trimestrielles; toutes les autres sont annuelles.

Du point de vue de la forme mathématique des modèles et de la formulation de la partie aléatoire, on peut distinguer 3 périodes. Avant 1975, les modèles (voir Burright et Enns, 1975) sont linéaires ($\lambda_y = \lambda_x = 1$) et on corrige souvent les erreurs résiduelles de l'autocorrélation du premier ordre, mais pas des ordres supérieurs. De 1975 à 1982, presque tous les modèles sont log-linéaires ($\lambda_y = \lambda_x = 0$) et on ne fait pas de corrections d'autocorrélation. Depuis 1982, on commence à utiliser les transformations de Box-Cox (Greene, 1982; Rodekohr, cité par Hartmann et al., 1982) ou d'autres formes fonctionnelles comme dans le modèle de demande de diesel de Greene (1984) où la variable dépendante est un rapport entre la dépense de diesel et le revenu régional. Nous n'avons vu qu'une seule publication (Baltagi et Griffin, 1983) qui tenait compte de la présence d'hétéroscédasticité (classique) où t est le temps.

AC, VI : les accidents et les victimes

Parmi les modèles disponibles depuis 1982, nous avons trouvé un seul modèle, celui de Crète (1982), qui explique le nombre des accidents —dans son cas le nombre de réclamations pour dommages matériels présentées aux assureurs. Tous les autres modèles de régression multiple utilisent le nombre de décès : d'ailleurs, avant 1982, seul Peltzman (1975) explique, avec un modèle log-linéaire, le nombre d'accidents avec dommages matériels seulement (par mille (MA/mi.)) et le nombre de blessés (par mille (HT/mi.)) *en plus* d'expliquer le nombre de morts (par mille (DE/mi.)).

Les modèles présentés au tableau 1.B se répartissent à peu près également entre les formes linéaire et log-linéaire. Nous n'avons pas trouvé d'exemples d'analyse Box-Cox ou de corrections d'hétéroscédasticité. Seuls Hoxie et al. (1984) tiennent compte de l'autocorrélation, mais après avoir utilisé un modèle de première différence des variables, ce qui suppose une valeur de $\rho_1 = -1$ du modèle formulé avec leurs données brutes.

Notre modèle se distingue donc des modèles connus par 5 aspects :

- l'intégration des niveaux de demande routière et de sécurité routière afin de mieux cerner l'effet complet de chaque facteur;
- l'utilisation de plusieurs composantes, tant pour les carburants que pour les accidents ou les victimes;
- l'utilisation de séries chronologiques mensuelles qui sont riches en information utilisable si on est prêt à construire un nombre suffisant de variables explicatives;
- un essai de tirer une information sur la gravité et la fréquence des accidents qui est distincte de celle qu'on tire si on ne s'intéresse qu'au nombre de victimes;
- l'utilisation de formes fonctionnelles souples (Box-Cox) avec correction simultanée pour l'autocorrélation multiple et l'hétéroscédasticité de forme très générale.

4. RÉSULTATS

4. RÉSULTATS

Le modèle DRAG comporte un grand nombre de composantes qui mériteraient une attention spécifique : chaque équation de demande ou de performance pourrait faire l'objet d'une section de commentaires détaillés. Pour être brefs, nous allons plutôt, après un examen rapide d'une partie des résultats du niveau 1, commenter les résultats variable par variable pour l'ensemble des équations du modèle de référence ou de ses variantes, en ne soulignant que les points les plus importants.

4.1 Sens des résultats

4.1.1 Calibration, estimation et robustesse

Il y a deux façons de comprendre les procédures numériques qui permettent de trouver des poids (ou paramètres) aux variables d'un modèle. Dans la première optique, on fait une *calibration* des paramètres et on veut savoir, dans le cas d'une minimisation de la somme des erreurs au carré par exemple, la sensibilité de l'objectif (la somme des erreurs au carré) à diverses modifications des conditions : l'objectif est-il sensible à des variations des paramètres ? à l'ajout d'une variable ? à un changement de la forme fonctionnelle ? Dans la seconde optique, celle de l'*estimation* des paramètres, on fait semblant que la variable à expliquer est vraiment une variable aléatoire et on utilise la théorie statistique pour rechercher la sensibilité de l'objectif (la vraisemblance d'observer l'échantillon, par exemple, dont le coeur est plus haut une somme d'erreurs au carré affectée du signe moins) à diverses modifications des conditions : la vraisemblance est-elle significativement affectée par la variation d'un paramètre ? l'ajout d'une variable ? un changement dans la forme fonc-

tionnelle ? Les mesures de signification utilisées pour faire des tests sont d'ailleurs toutes dérivées de mesures numériques de sensibilité à la modification des paramètres, de la liste des variables ou de la forme fonctionnelle : les écarts-types, par exemple, proviennent de l'inversion d'une matrice composée de dérivées partielles; les tests de rapport des vraisemblances calculent la variation de la vraisemblance subséquente à la variation finie d'un paramètre...

Dans les deux cas, ce qui nous intéresse vraiment est la *robustesse* des résultats obtenus à des changements de formulation du modèle : ajout ou suppression d'une variable, modification de la forme fonctionnelle, etc. L'économétrie de la robustesse étant à ses premiers balbutiements (voir par exemple Belsley, 1983), nous ne pouvons mesurer la robustesse que par des essais pragmatiques et en utilisant les tests statistiques comme des indices approximatifs. Nous chercherons donc, dans la présentation des résultats, à résumer notre expérience de robustesse numérique, puisque nous avons fait de nombreux essais avec des formulations diverses, et à extraire de l'information des tests statistiques usuels.

4.1.2 Rapport des vraisemblances et t de Student

A ce sujet, nous utiliserons le test du rapport des vraisemblances pour identifier la forme fonctionnelle des équations et la présence d'hétéroscédasticité, mais nous ne l'utiliserons pas pour évaluer la contribution de variables particulières. En effet, ce test, comme le test de Wald (1943), exige un calcul pour chaque hypothèses H_o comparée à l'hypothèse de référence H_1. Il existe des tests, comme la statistique du multiplicateur de Lagrange suggéré par Rao (1948)

qui n'exigent pas de réestimer les paramètres du modèle à chaque fois, mais ces "score tests" ont généralement plusieurs formes asymptotiquement équivalentes qui ne font que depuis peu l'objet d'analyses et de comparaisons avec le test du rapport des vraisemblances (Bera et McKenzie, 1984). Ce test consiste à comparer la valeur du logarithme de la vraisemblance, formulée en (E-4), pour un modèle de référence à celle qu'on obtient si on a arbitrairement contraint un ou plusieurs paramètres du modèle à avoir quelque valeur particulière, comme 0 ou 1. Comme cette différence multipliée par 2 a une distribution χ^2 avec un nombre de degrés de liberté égal au nombre de contraintes imposées, on peut lire au tableau 3 le niveau de signification atteint par diverses différences du logarithme de la vraisemblance.

TABLEAU 3 : Pourcentages de la distribution $\chi^2/2$

Pour atteindre le niveau :		0,1	0,5	0,025	0,01
valeurs requises avec	1 degré de liberté :	1,35	1,92	2,51	3,32
	2 degrés de liberté :	2,30	3,00	3,69	4,61
	4 degrés de liberté :	3,89	4,74	5,57	6,64

Pour les variables particulières, nous utiliserons le t de Student en recherchant si le coefficient considéré est différent de zéro. Dans les modèles linéaires, son interprétation classique, qui exige certaines hypothèses restrictives, est essentiellement la suivante : s'il est plus grand que 2 (indépendamment de son signe), le coefficient correspondant est différent de zéro avec un haut niveau de probabilité. Une telle lecture, toutefois, ne dit pas grand chose si la vraie valeur du coefficient est très proche de zéro,

parce qu'alors le test manque de "puissance", et ne tient pas compte

- du fait qu'on s'attend parfois à une certaine valeur du coefficient assez proche de zéro ou affectée d'un certain signe;
- du fait que, si on ne s'attend à rien en particulier, le coefficient obtenu est malgré tout le plus probable;
- du fait qu'un coefficient ou poids peut être extrêmement "robuste", c'est-à-dire varier très peu dans le cas de modifications importantes de la liste des autres facteurs.

Du point de vue statistique, si on considère comme linéaire un modèle qui en réalité ne l'est pas, tous les paramètres, dont le t de Student, sont biaisés et non-convergents; on pourrait en principe calculer une limite supérieure à cette non-convergence (Bera, 1984). Par ailleurs, l'utilisation des t dans un modèle non linéaire pose les problèmes suivants :

- ils sont biaisés et ne sont convergents qu'asymptotiquement;
- lorsque les X explicatifs sont élevés à une puissance variable dont les paramètres sont estimés avec l'ensemble des paramètres du modèle, comme avec la transformation Box-Cox, ils ne sont pas invariants aux unités de mesure parce que le rapport des coefficients β à leurs écarts-types ne l'est pas (voir à ce sujet Dagenais et al., 1984). Ce rapport est invariant lorsque la transformation des X est fixe, comme dans les modèles log-linéaires. On obtient donc dans notre problème des t conditionnels aux valeurs estimées des λ des transformations et aux unités de mesure. Nous ne savons pas alors si l'absence d'invariance est grave. Nous soupçonnons qu'elle l'est peu pour les variables vraiment significatives : une comparaison rapide des t obtenus

dans les équations de demande de carburant routier suggère que le passage du linéaire au point $\hat{\lambda} \approx 1/2$ affecte peu les ordres de grandeur des valeurs des t malgré le changement de forme fonctionnelle. Une étude spéciale serait requise pour étudier, à forme fonctionnelle donnée sur un modèle particulier, l'effet des unités de mesure sur les t de Student;

- l'algorithme que nous utilisons ici pour les calculer, expliqué dans Liem et al. (1983), est une approximation obtenue à partir des dérivées premières de la fonction de vraisemblance; cet algorithme n'est pas aussi précis qu'un algorithme qui utiliserait les dérivées secondes.

On ne peut donc utiliser les t de Student qu'avec circonspection en les traitant plus comme des indices de signification *relative* des variables entre elles que comme des mesures du *niveau* de signification de ces mêmes variables.

Nous présenterons les t de Student sous deux formes. Lorsque nous présenterons des "résultats de régression", nous inscrirons entre parenthèses la valeur numérique des t associés à tous les paramètres. Dans les "tableaux d'élasticités directes et indirectes"

- le symbole * désigne une valeur absolue du t entre 0 et 1;
- le symbole ** désigne une valeur absolue du t entre 1 et 2;
- le symbole *** désigne une valeur absolue du t entre 2 et 3;
- le symbole /// désigne une valeur absolue du t plus grande que 3,00

(C-1)

4.1.3 Mesure des élasticités

Du point de vue économique, les coefficients et autres paramètres estimés sont d'un intérêt limité. Même dans le cas linéaire ils sont inutiles si on ne connaît pas les unités de mesure des X. Au lieu de présenter les coefficients, nous présenterons donc les élasticités. Comme les élasticités expriment le rapport entre l'effet en pourcentage sur la variable dépendante d'une variation d'un facteur donné et la variation en pourcentage de ce facteur, ils fournissent un nombre clair : si l'élasticité de y par rapport à X_{10} est +0,50, on peut rapidement juger si le résultat sous-jacent, exprimé ainsi, est raisonnable. Beaucoup de modèles n'auraient jamais été publiés si on avait exigé l'ensemble des élasticités pour évaluer le caractère raisonnable de leurs résultats, plutôt que de se fier seulement aux statistiques usuelles.

Mais comment mesurer l'élasticité ? On peut distinguer (voir Dagenais et al., 1984, pour plus de détails) entre le cas des variables usuelles et celui des variables auxiliaires. En effet, l'élasticité en un point est obtenue grâce à l'expression du membre de gauche de

$$e_{y,X_k} = \frac{\partial E(y)}{\partial X_k} \cdot \frac{\bar{X}_k}{E(y)} \rightarrow \frac{\partial y}{\partial X_k} \cdot \frac{\bar{X}_k}{\bar{y}}$$

où E(y) désigne l'espérance mathématique de la variable dépendante. Dans le cas linéaire, les espérances correspondent aux moyennes échantillonnales, d'où l'expression du membre de droite qui correspond aussi au calcul intuitif de l'élasticité "à un point moyen de l'échantillon" plutôt qu'en un point quelconque. Il n'y a en pratique pas de différence significative entre la mesure stricte et la mesure intuitive dans nos résultats. Nous utiliserons donc la mesure intuitive dans nos tableaux. Deux autres problèmes de mesure se posent toutefois.

Certains événements ou activités dont le niveau varie dans le temps n'ont pas cours durant toute la période considérée. Au lieu de calculer l'influence "moyenne" de X_k sur la valeur moyenne de y, on peut ne s'intéresser à l'influence de X_k sur la moyenne de y que lorsque X_k a cours :

$$e_{y,X_k} = \frac{\partial y}{\partial X_k} \cdot \frac{\bar{X}_k}{y} \quad , \qquad X_{k_t} > 0 \quad .$$

Par ailleurs, la dérivée partielle utilisée dans ces formules n'existe pas dans le cas des variables auxiliaires binaires (égales à 0 ou à une constante qui est habituellement 1). Revenant au sens premier de la notion d'élasticité, il nous faut plutôt comparer la différence du niveau de y causée par la présence de variable auxiliaire ou, dénotant par $\hat{y}$ la valeur expliquée de la variable dépendante,

$$\frac{\hat{y} \text{ (avec variable auxiliaire)} - \hat{y} \text{ (sans variable auxiliaire)}}{\bar{y}} \quad .$$

Nos tableaux distinguent entre ces trois cas par la présentation des noms de code des variables utilisées :

- un nom de code qui n'est pas souligné, comme par exemple la proportion des petites voitures PPAS, signifie que l'élasticité est calculée en faisant la moyenne de toutes les observations, positives ou nulles s'il y a lieu, sur cette variable : elle mesure l'influence de cette variable "en moyenne" sur la variable dépendante "en moyenne";
- un nom de code souligné une fois, comme par exemple les grèves de la police de la Sûreté du Québec et de la Communauté Urbaine de Montréal GRPOL, signifie que l'élasticité est calculée en faisant la moyenne des observations nulles; elle mesure l'influence de cette variable "en moyenne *lorsqu'elle a lieu*" sur la variable dépendante "en moyenne";
- un nom de code souligné deux fois, comme le nouveau code de la route d'avril 1982 NCROUT04, signifie que l'élasticité mesure l'influence de cette variable *qualitative* "en moyenne *lorsqu'elle a lieu*" sur la variable dépendante "en moyenne".

(C-1

4.2 Demande de carburants (niveau 1) : les facteurs hors-route

4.2.1 Méthodologie de la correction

On se rappellera que l'objectif du niveau 1 consiste à enlever des ventes totales de carburants leurs utilisations hors-route. Pour réussir cette correction sans biais statistique, il est nécessaire que les facteurs explicatifs de la demande hors-route, les X_i^{dnr} de (D-1), soient différents des X_j^{dr}. En pratique, cette condition n'est pas remplie ici à cause de deux variables communes : la constante utilisée dans chacune des équations sous-jacentes implicites (une pour la demande routière, l'autre pour la demande hors-route) est nécessairement commune à la somme des deux équations; de plus, nous n'avons pas pu distinguer entre les prix à la pompe ("avec taxe") et les prix détaxés (pour usages hors-route) à cause de la corrélation entre ces deux séries, tant dans le cas de l'essence que dans celui du diesel. L'impossibilité de tenir compte des prix différents fausse sans doute davantage la correction apportée aux ventes de diesel que la correction apportée aux ventes d'essence à cause du nombre plus limité d'usages détaxés de l'essence. L'impossibilité de tenir compte des constantes différentes signifie que la correction faite est fausse *à une constante près*. Dans le reste du modèle, le fait d'utiliser une mesure de la demande qui néglige l'effet de cette constante n'aura aucun effet sur le coefficient de la variable corrigée ou sur les autres coefficients du modèle, les constantes (qui sont sans intérêt) exceptées. En effet, la correction consiste à tirer de (D-1)

$$DR = DC - \left(\sum_{i \neq 0} \hat{\beta}_i \, X_i^{dnr} + \beta_o \right) \qquad \text{(R-1)}$$

où β_o est inconnu. Si on utilise $(DR + \beta_o)$ comme facteur explicatif dans une des équations de performance-sécurité, on fera implicitement la seconde de ces deux régressions, au lieu de la première

$$VI = \gamma_o + \ldots + \gamma_{dr} (DR + \beta_o)$$

$$VI = (\gamma_o + \gamma_{dr} \beta_o) + \ldots + \gamma_{dr} DR \qquad (R\text{-}2)$$

ce qui signifie que la véritable constante de l'équation de performance, γ_o, ne sera pas identifiable mais que $\hat{\gamma}_{dr}$ ne sera pas biaisé. Toutefois, l'élasticité du nombre de victimes VI par rapport à la vraie demande routière $DR^* = DR + \beta_o$ sera inconnue puisque dans l'expression usuelle

$$e_{VI,DR^*} = \hat{\gamma}_{dr} \frac{\overline{DR} + \beta_o}{\overline{VI}} \qquad (R\text{-}3)$$

on aura implicitement mis $\beta_o = 0$. Le *niveau* véritable de l'élasticité sera plus haut ou plus bas que le niveau calculé, suivant la valeur réelle inconnue du β_o négligé.

4.2.2 Variables de correction

On trouvera au tableau 4 les résultats d'estimation des fonctions de demande (D-1) dont les variables dépendantes sont GA pour l'essence et DIC pour le diesel. En plus de la convention de présentation (C-2) dont il faut tenir compte pour bien lire les *élasticités* qui y sont inscrites, accompagnées entre parenthèses des statistiques t des coefficients $\hat{\beta}$ à partir desquelles elles sont calculées, il faut tenir compte d'une autre convention de présentation. En effet, notre algorithme d'estimation (Liem et al., 1983) ne permet pas que les transformations de Box-Cox λ_y, λ_x ou λ_z dans (E-1) ou (E-2) soient

appliquées à des variables X ou Z qui comprennent des observations nulles, telle la variable EX7 (Expo 1967), dont les valeurs ne sont positives que pour une partie des observations et sont nulles ailleurs : ces variables ne sont donc pas transformables[6]. Lorsqu'elles sont transformables, on écrit sous le t de Student si cette transformation est faite avec un λ fixé lors de l'estimation ou avec un λ estimé. Comme on peut utiliser des λ_x différents pour divers groupes de variables, on indique aussi à quel groupe la variable transformée appartient.

Sous le t de Student inscrit entre parenthèses,
- l'absence d'indications signifie que la variable n'est pas transformable, parce qu'elle comprend des observations nulles, ou n'a pas été transformée;
- l'indication FL1 signifie que le λ associé à cette variable est fixé à une valeur particulière commune à toutes les variables du groupe 1 auquel appartient cette variable; les valeurs fixées pour chaque groupe sont indiquées au bas du tableau;
- l'indication EL1 signifie que le λ associé à cette variable est estimé et qu'il est commun à toutes les variables du groupe 1 auquel appartient cette variable; les valeurs estimées pour chaque groupe sont indiquées au bas du tableau.

(C-3)

Dans le tableau 4, les variables transformées appartiennent toutes au "groupe 1" pour lequel la valeur fixée était égale à 1; la valeur fixée du λ_y, tel qu'indiqué au bas du tableau, était aussi égale à 1. Il s'agit donc du cas linéaire.

TABLEAU 4 : Demande de carburants : élasticités directes, paramètres d'autocorrélation et statistiques t

		CODE NO. →	41	33
		DEP.VAR. →	GA	DIC
P = PRIX			GA	DIC
PRIX REEL ESS.ORDINAIRE PAR KM	PGRPKM		-.114 (-1.20) FLI	
PART QUEBEC PRIX INTERPROV.ESSENCE	PQPIGA		-.104 (-.52) FLI	
IND.PRIX REEL DI.TX+DTX QUE.+ONT.	IPDRDD			-.048 (-.19) FLI
PART QUEBEC PRIX INTERPROV.DIESEL	PQPID			-3.240 (-1.69) FLI
COUT REEL ENTR. VEH. NET(ESS.,ACH.)	ENTRNNOC		.092 (.75) FLI	.163 (.38) FLI
TARIF REEL ADULTES CTCUM	FAD022		.142 (2.99) FLI	
IPC NET DU TRANSPORT AUTO ET CTCUM	PCBNETT		-.085 (-.07) FLI	
N-O = MOTORISATION -QUANTITE DE VEHICULES			GA	DIC
AUTOMOBILES PER CAPITA	AUPPOP		.382 (3.19) FLI	
VEH.UTILITAIRES ESSENCE PAR ADULTE	VUTGAPAD		.103 (.85) FLI	
VEH.UTILITAIRES DIESEL PAR ADULTE	VUTDIPAD			.367 (2.18) FLI
MOTOC. ET CYCLOM. PAR ADULTE	MUCYPAD		.066 (1.15)	
N-C = MOTORISATION - CARACT.DES VEHICULES			GA	DIC
PROPORTION DES PETITES VOITURES	PPAS		-.291 (-1.41) FLI	
PCT.VOIT.AVEC CEINTURE,BAUDRIER	DISCEIN		.099 (.92)	.130 (.83)
N-L = RESEAUX -LOIS,REGLEMENTATION,POLICE			GA	DIC
LIM.VITESSE+PORT CEINT.01-15/08/76	LVCEI *****		-.053 (-.71)	.281 (.74)
LOI SUR IVRESSOMETRE(0.08) 01/12/69	POBPC *****		-.007 (-.21)	.021 (.20)
REGIME DES POINTS DE DEMER.01/03/73	PTDEM *****		.018 (.51)	.158 (1.66)
NOUVEAU CODE DE LA ROUTE 01/01/82	NCROUT ******		-.060 (-2.18)	-.115 (-1.26)
SURVEILLANCE SURETE DU QUEBEC	SURSQ		-.009 (-.84) FLI	.139 (.74) FLI
GREVES SURETE DU QUEBEC	GRSQ ****		-.012 (-.37)	-.038 (-.31)
SURVEILLANCE POLICE COMM.URB.MTL	SURCUM		-.126 (-3.78) FLI	-.078 (-.71) FLI
GREVES POLICE COMM.URB.MTL	GRPCUM ******		-.003 (-.09)	-.029 (-.31)
N-T = RESEAUX -TEMPS DE TRANSPORT,SERVICE			GA	DIC
TEMPS ATTENTE CTCUM	TW022		.184 (2.63) FLI	
GREVES COMPLETES CTCUM	STRB13 ******		.014 (1.62)	.035 (.60)
GREVES PARTIELLES CTCUM	STRP ****		.060 (3.69)	.071 (.98)
GREVES COMPLETES CTCUQ	STRCUQ ******		.002 (.20)	-.003 (-.08)

...69/

appliquées à des variables X ou Z qui comprennent des observations nulles, telle la variable EX7 (Expo 1967), dont les valeurs ne sont positives que pour une partie des observations et sont nulles ailleurs : ces variables ne sont donc pas transformables[6]. Lorsqu'elles sont transformables, on écrit sous le t de Student si cette transformation est faite avec un λ fixé lors de l'estimation ou avec un λ estimé. Comme on peut utiliser des λ_x différents pour divers groupes de variables, on indique aussi à quel groupe la variable transformée appartient.

Sous le t de Student inscrit entre parenthèses,
- l'absence d'indications signifie que la variable n'est pas transformable, parce qu'elle comprend des observations nulles, ou n'a pas été transformée;
- l'indication FL1 signifie que le λ associé à cette variable est fixé à une valeur particulière commune à toutes les variables du groupe 1 auquel appartient cette variable; les valeurs fixées pour chaque groupe sont indiquées au bas du tableau;
- l'indication EL1 signifie que le λ associé à cette variable est estimé et qu'il est commun à toutes les variables du groupe 1 auquel appartient cette variable; les valeurs estimées pour chaque groupe sont indiquées au bas du tableau.

(C-3)

Dans le tableau 4, les variables transformées appartiennent toutes au "groupe 1" pour lequel la valeur fixée était égale à 1; la valeur fixée du λ_y, tel qu'indiqué au bas du tableau, était aussi égale à 1. Il s'agit donc du cas linéaire.

TABLEAU 4 : Demande de carburants : élasticités directes, paramètres d'autocorrélation et statistiques t

		CODE NO. =	41	22
		DEP.VAR. =	GA	DIC
P = PRIX			GA	DIC
PRIX REEL ESS.ORDINAIRE PAR KM	PGRPKM		-.114 (-1.20) FL1	
PART QUEBEC PRIX INTERPROV.ESSENCE	PQPIGA		-.104 (-.62) FL1	
IND.PRIX REEL DI.TX+DTX QUE.+ONT.	IPDXQO			-.045 (-.19) FL1
PART QUEBEC PRIX INTERPROV.DIESEL	PQPID			-3.249 (-1.48) FL1
COUT REEL ENTR. VEH. NET(ESS.,ACH.)	ENTRNMDC		.092 (.75) FL1	.160 (.38) FL1
TARIF REEL ADULTES CTCUM	FAD822		.143 (2.55) FL1	
IPC NET DU TRANSPORT AUTO ET CTCUM	PCBNETT		-.085 (-.87) FL1	
M-Q = MOTORISATION -QUANTITE DE VEHICULES			GA	DIC
AUTOMOBILES PER CAPITA	AUPPOP		.382 (1.19) FL1	
VEH.UTILITAIRES ESSENCE PAR ADULTE	VUTGAPAD		.103 (.85) FL1	
VEH.UTILITAIRES DIESEL PAR ADULTE	VUTDIPAD			.367 (1.18) FL1
MOTOC. ET CYCLOM. PAR ADULTE	MOCYPAD		.008 (1.15)	
M-C = MOTORISATION - CARACT.DES VEHICULES			GA	DIC
PROPORTION DES PETITES VOITURES	PPAS		-.291 (-1.41) FL1	
PCT.VOIT.AVEC CEINTURE,BAUDRIER	DISCEIN		.098 (.99)	.138 (.83)
M-L = RESEAUX -LOIS,REGLEMENTATION,POLICE			GA	DIC
LIM.VITESSE+PORT CEINT.01-15/08/76	LVCEI *****		-.053 (-.71)	.281 (.74)
LOI SUR IVRESSOMETRE(0.08) 01/12/69	P08PC *****		-.007 (-.21)	.021 (.20)
REGIME DES POINTS DE DEMER.01/03/73	PTDEM *****		.016 (.51)	.158 (1.66)
NOUVEAU CODE DE LA ROUTE 01/01/82	NCROUT ------		-.060 (-2.18)	-.115 (-1.26)
SURVEILLANCE SURETE DU QUEBEC	SURSQ		-.089 (-.84) FL1	.139 (.74) FL1
GREVES SURETE DU QUEBEC	GRSQ ----		-.012 (-.37)	-.038 (-.31)
SURVEILLANCE POLICE COMM.URB.MTL	SURCUM		-.136 (-3.78) FL1	-.078 (-.71) FL1
GREVES POLICE COMM.URB.MTL	GRPCUM ------		-.003 (-.09)	-.029 (-.31)
M-T = RESEAUX -TEMPS DE TRANSPORT,SERVICE			GA	DIC
TEMPS ATTENTE CTCUM	TW822		.184 (2.63) FL1	
GREVES COMPLETES CTCUM	STR813 ------		.014 (1.62)	.026 (.60)
GREVES PARTIELLES CTCUM	STRP ----		.050 (3.69)	.071 (.98)
GREVES COMPLETES CTCUQ	STRCUQ ------		.002 (.20)	-.003 (-.06)

...69/

GREVES COMPLETES VOYAGEUR	GRVOY	.007 (.22)	-.059 (-1.48)
M-I = RESEAUX - INFRASTRUCTURE,CLIMAT		**GA**	**DIC**
AUTOR. MTL PAR KM ROUTE PROV.	AUTPKRP	.154 (2.50)	-.193 (-1.00)
GREVES ENTRETIEN RUES HIVER MTL	GRMUMN	.017 (.82)	.029 (.22)
TROP CHAUD OU FROID PAR RAPP.A SEPT	TLK822	.021 (2.38)	.035 (1.05)
PLUIE PAR JOUR A DORVAL	RFK822	-.008 (-1.56)	.009 (.65)
NEIGE PAR JOUR A DORVAL	SFK822	.004 (1.09)	-.009 (-.75)
ACCUMULATION DE NEIGE A DORVAL	CSFHR822	-.018 (-3.39)	.040 (2.48)
V-G = CONSOMMATEURS - CARACT.GENERALES		**GA**	**DIC**
PERMIS DE CONDUIRE PAR AUTOMOBILE	PERPA	.205 (.96) FL1	
CHOMEURS PAR PERMIS DE CONDUIRE	CHOMPP	-.053 (-2.79) FL1	
LOI INDEMN.VICT.ROUTE 01/07/61	LOIIND61	.022 (.82)	.039 (.31)
LOI ASSURANCE AUTOMOBILE 01/03/78	LOIAS	.030 (1.06)	-.006 (-.06)
V-A = CONSOMMATEURS - AGE		**GA**	**DIC**
BAISSE 18-16 ANS CONDUITE 01/07/62	MOP62	-.001 (-.08)	.134 (2.08)
CON.SANS COURS:17 A 18 ANS 08/09/76	MOP76	.025 (.32)	-.012 (-.03)
V-S = CONSOMMATEURS - SEXE		**GA**	**DIC**
FEM.ENC. PAR PERMIS FEMININ	FEVMPP	.037 (.86) FL1	
V-E = CONSOMMATEURS -EBRIETE OU VIGILANCE		**GA**	**DIC**
MEDICAMENTS PAR PERMIS	MEDPP	-.007 (-.17) FL1	
ALCOOL TOTAL PAR PERMIS	ALTOTPP	-.007 (-.20) FL1	-.034 (-.32) FL1
A = ACTIVITES FINALES ET INTERMEDIAIRES		**GA**	**DIC**
INDICE PRESENCE EMPLOI	EIQP	.138 (1.09) FL1	
VENTES AU DETAIL REELLES	RSIDPQ		.246 (1.81) FL1
VENTES AU DETAIL REELLES PAR EMPLOI	RSIDPQPE	.205 (4.37) FL1	
INDICE VACANCES	VVMD	.016 (1.96)	
EXPO 1967	EX7	.023 (.57)	
JEUX OLYMPIQUES 1976	JO	-.009 (-.18)	
LIVRAISONS MANUFACTURIERES REELLES	LIVMAQ		.016 (2.90) FL1
LIVRAISONS MANUF.REELLES PAR EMPL.	LIVMAQPE	.121 (1.26) FL1	
AUTOBUS-HEURES CTCUM	VEHSP		.163 (.68) FL1

.../70/

ET-AD = ET CETERA - ADMINISTRATIVES		GA	DIC
N.COLOR.H.A C.+DETX AGRIC. 01/07/73	NCOLHC		-.068 (-.47)
NON DETAXE HUILE A CHAUF. 28/04/81	NDTXHC		.095 (.62)
COLOR.ROUGE HUILE A CHAUF. 01/11/81	COLRHC		.133 (.86)
ACTIVITE HORS ROUTE FORESTIERE	ACFOR		.215 (3.58) FL1
ACTIVITE HORS ROUTE TRAVAUX GENIE	TRGEN		.087 (.62) FL1
ACTIVITE HORS ROUTE VEHIC.AGRICOLES	ACVEAG	.047 (9.34)	.053 (2.93)

ET-AG = ET CETERA - AGREGATION		GA	DIC
NOMBRE DE JOURS DE TRAVAIL PAR MOIS	VD	.123 (1.34) FL1	-.475 (-1.61) FL1
NOMBRE DE SAMEDIS PAR MOIS	SAT	-.030 (-1.00) FL1	-.110 (-1.37) FL1
NOMBRE DE DIMANCHES,FETES PAR MOIS	SHD	-.063 (-2.12) FL1	-.105 (-1.25) FL1

ET-SC = ET CETERA - SAISONNIERES,CONSTANTE		GA	DIC
CONSTANTE DE LA REGRESSION	CONSTANT	-.185 (-.09)	-3.130 (-1.38)

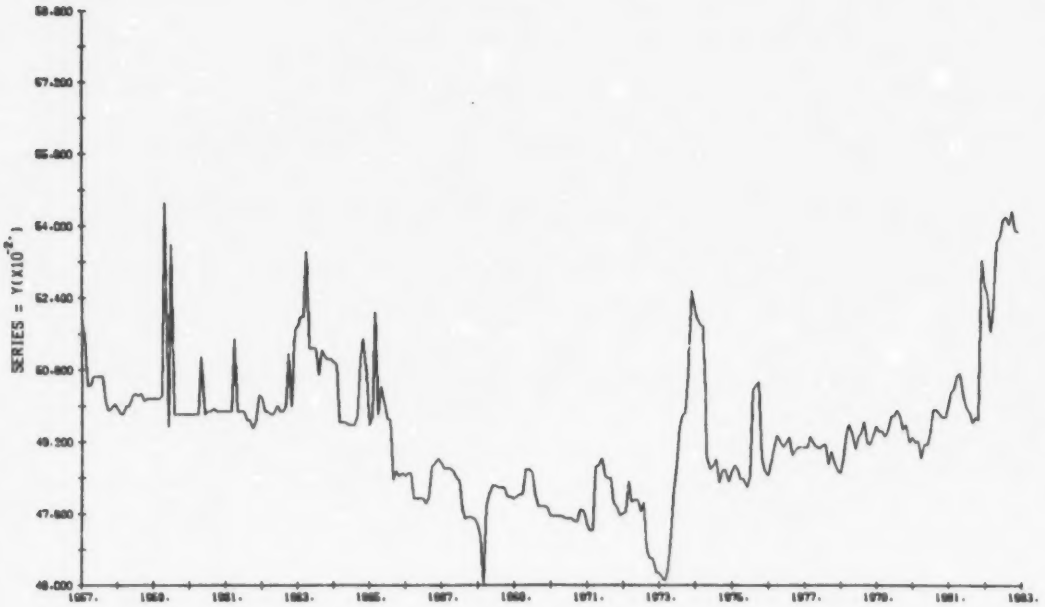
	CODE NO. =	41	22
	DEP.VAR. =	GA	DIC
AUTOCORRELATION			
	RHO 1		.379 (6.88)
	RHO 3	.181 (2.20)	.111 (1.71)
	RHO 7		-.101 (-2.94)
	RHO 8		.138 (2.17)
	RHO 9		.110 (1.79)
	RHO 10	-.212 (-2.49)	
	RHO 12		.202 (3.50)
TRANSFORMATIONS DE BOX-COX			
LAMBDA(X) FIXE - GROUPE 1	FL1	1.000	1.000
LAMBDA(Y) FIXE	FLY	1.000	1.000
LOG-LIKELIHOOD		94.394	-327.472
PSEUDO-(L)-R2		.988	.973
NOMBRE D'OBSERVATIONS		301	301
PERIODE D'ESTIMATION		13-313	13-313
NOMBRE DE VARIABLES INDEPENDANTES		40	41

Il n'y a pas de différences significatives entre la liste des variables explicatives de la demande *routière* incluses au tableau 4 et celles qui seront reprises dans le modèle de référence présenté plus loin[7]. Nous commenterons les résultats des variables communes aux deux listes dans la foulée des commentaires sur le modèle de référence et nous nous limiterons ici à commenter les résultats des variables explicatives de la demande *hors-route*. Nous présenterons aussi des graphiques de ces variables.

- Prix et effets frontaliers

Le premier effet dont il faut tenir compte pour corriger les ventes de carburant est l'effet frontalier d'évasion fiscale qui consiste à faire le plein de carburant là où il est le moins cher. Ce phénomène est important à la frontière de l'Ontario, surtout pour le transport des marchandises[8]. Nous avons donc construit des variables, PQPIGA et PQPID, qui représentent la part théorique du prix québécois dans le prix total ("interprovincial") d'un déplacement Québec-Ontario. Comme on peut le voir sur les graphiques PQPIGA et PQPID, ces parts ont varié et les prix n'ont pas toujours été plus hauts au Québec qu'en Ontario : des prix égaux impliquent une part du prix québécois égale à 0,5.

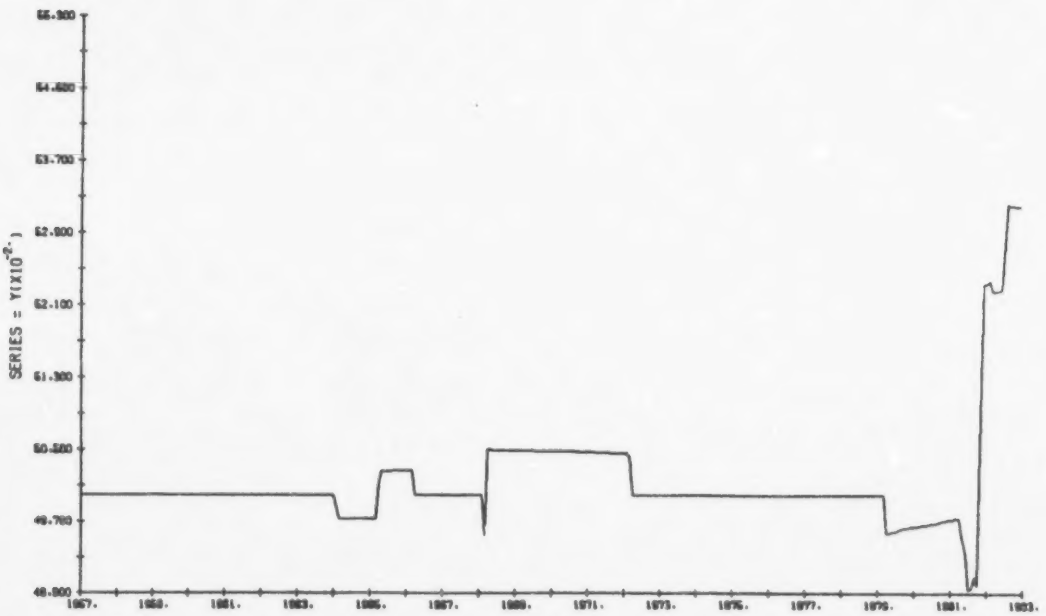
Le marché de l'essence, comme les élasticités -0,10 et -3,24 l'indiquent, est moins sensible aux différences de prix que le marché du diesel. Ces chiffres impliquent que le passage de prix égaux à des prix québécois 10% plus élevés que les prix ontariens réduit[9] la demande d'essence de 0,005% et la demande de diesel de 15,42% (9,85% en 1982). On comprend le premier résultat parce que peu d'automobilistes habitent près de la frontière et que les flux interurbains de voitures et de véhicules utilitaires fonctionnant à



PQPIGA

PART DU QUEBEC DANS LE PRIX INTERPROVIN. DE L ESSENCE

(JAN 1957 - DEC 1982)



PQPID

PART DU QUEBEC DANS LE PRIX INTERPROVINCIAL DU DIESEL

(JAN 1957 - DEC 1982)

l'essence représentent une très faible partie du kilométrage total. Le second exige un mécanisme supplémentaire pour être réalisable : la loi exige en effet que la taxe soit payée par les camionneurs en fonction du kilométrage parcouru dans chaque province ou état américain. Pour contourner la loi, on "ajuste" les taux de consommation[10] par kilomètre déclaré sur les formulaires ou aux inspecteurs. Jusqu'à très récemment (début 1983, je crois) les pratiques financières des autorités fiscales québécoises compliquaient ce mécanisme parce que les soldes fiscaux avantageux des entreprises étaient tenus pour nuls à la fin de l'année; en conséquence, certaines entreprises déclaraient peut-être alors des kilométrages plus élevés que les kilométrages réels pour épuiser ces soldes. Nous n'avons pas tenu compte explicitement de ces effets comptables très fins mais il est possible que la structure de certaines variables saisonnières et la structure d'autocorrélation en tiennent implicitement compte. Pour corriger l'effet frontalier, nous avons *ajouté* aux ventes québécoises les quantités nécessaires lorsque le prix québécois était plus élevé que le prix ontarien et *soustrait* les quantités appropriées dans le cas contraire : nous recherchons une mesure de la demande routière réelle, indépendante de la source d'approvisionnement des véhicules.

- Fraude fiscale

Nous avons tenu compte explicitement de trois sources de fraude fiscale liées au fait que l'huile à chauffage peut être utilisée à la place du carburant diesel dans les moteurs des camions, tracteurs agricoles, etc. En effet :

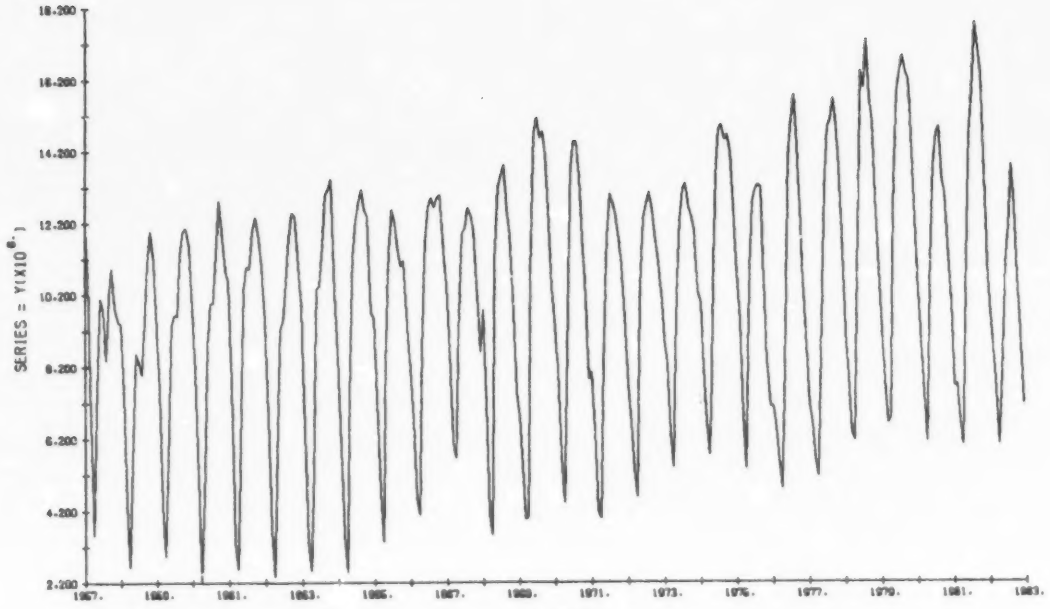
- la détaxe de l'huile à chauffage du 27 avril 1961 a réduit les ventes de carburant de 9,5% comme l'élasticité de la variable NDTXHC l'indique;
- l'introduction d'un colorant bleu dans l'huile à chauffage en juin 1973 a réduit cette fraude; la suppression simultanée d'une détaxe agricole sur le carburant diesel a sans doute réduit la demande de diesel; l'effet net, mesuré par l'élasticité de la variable NCOLHC, est une hausse de 4,8% des ventes de diesel; cela signifie qu'une grande partie de la fraude n'a pas été affectée par l'introduction du colorant bleu parce que la suppression de la détaxe agricole aurait difficilement pu réduire les ventes de diesel de 5%;
- cette impression est confirmée par l'impact important de l'usage d'un colorant rouge, incorporé au diesel lors du raffinage, depuis novembre 1981. L'expérience un peu courte (la variable COLRHC existe pendant les 14 derniers mois de l'échantillon) suggère une hausse des ventes de diesel de 13,3%.

L'ordre de grandeur de ces effets est robuste à des modifications de la liste des variables explicatives ou à d'autres changements. Avec toutes les précautions usuelles, nous pouvons conclure que la plus grande partie de cette fraude, qui représentait de 5 à 15% des ventes, a disparu à la fin de 1981. Pour obtenir notre mesure de demande routière DICR1; nous avons tenu compte de ces niveaux de fraude et *ajouté* aux ventes officielles de diesel DIC les quantités d'huile à chauffage consommées sur les routes.

- Pratiques comptables

Notre mesure des ventes de carburant, DIC, diffère déjà des données fournies par Statistique Canada parce que nous avons utilisé les sources du ministère du Revenu qui n'envoie pas toujours à Statistique Canada ses données corrigées. Sans aller dans les détails (fournis dans Gaudry et al, 1984), nous avons aussi corrigé "à la source" les données brutes pour enlever les consommations des chemins de fer CN et CP et d'autres éléments. Nous avons par ailleurs voulu corriger DIC pour tenir compte de plusieurs utilisations hors-route du diesel qui, à des fins administratives, sont regroupées dans le total. Les principales sont les suivantes :

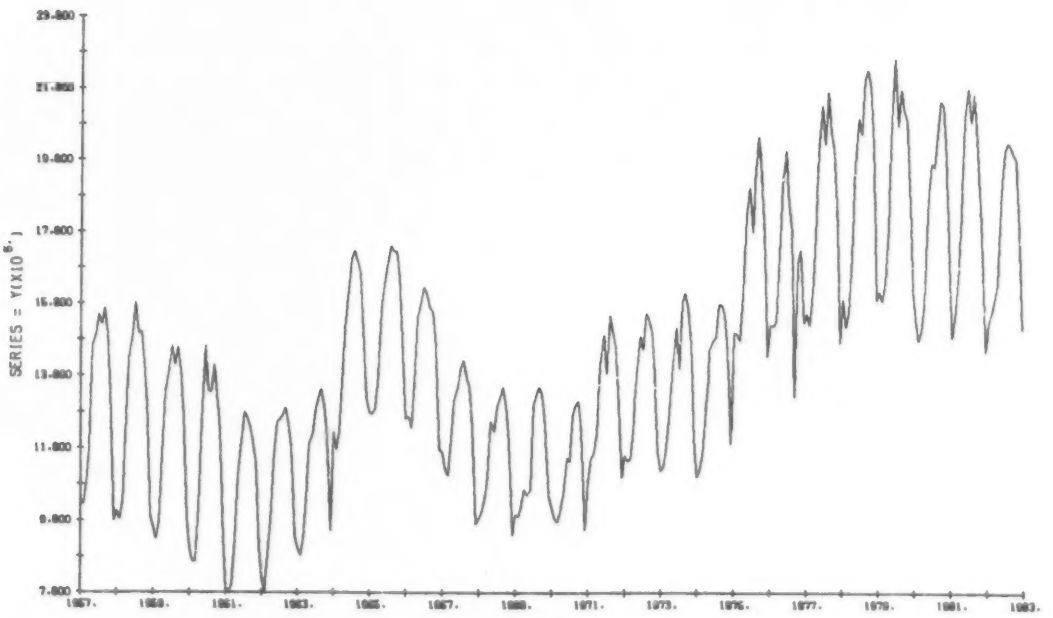
- l'activité forestière, dont on voit la légère tendance à la hausse sur le graphique ACFOR, a un impact sensible sur les ventes de diesel : l'élasticité de 0,21 implique que doubler l'activité forestière au Québec augmente les ventes de diesel de 42% en moyenne;
- les grands travaux de génie, dont on voit sur le graphique TRGEN les paliers correspondant en partie à la construction des grands barrages, n'ont proportionnellement pas autant d'influence sur les ventes de carburant diesel : l'élasticité est 0,08;
- l'activité agricole, illustrée sur le graphique ACVEAG où l'on voit sa hausse importante et son caractère saisonnier, exerce une influence proportionnellement plus faible encore (0,05) sur le diesel; la sensibilité des ventes d'essences à ses variations est du même ordre de grandeur et très significative.



ACFOR

ACTIVITE HORS ROUTE FORESTIERE AU QUEBEC (CUNITS)

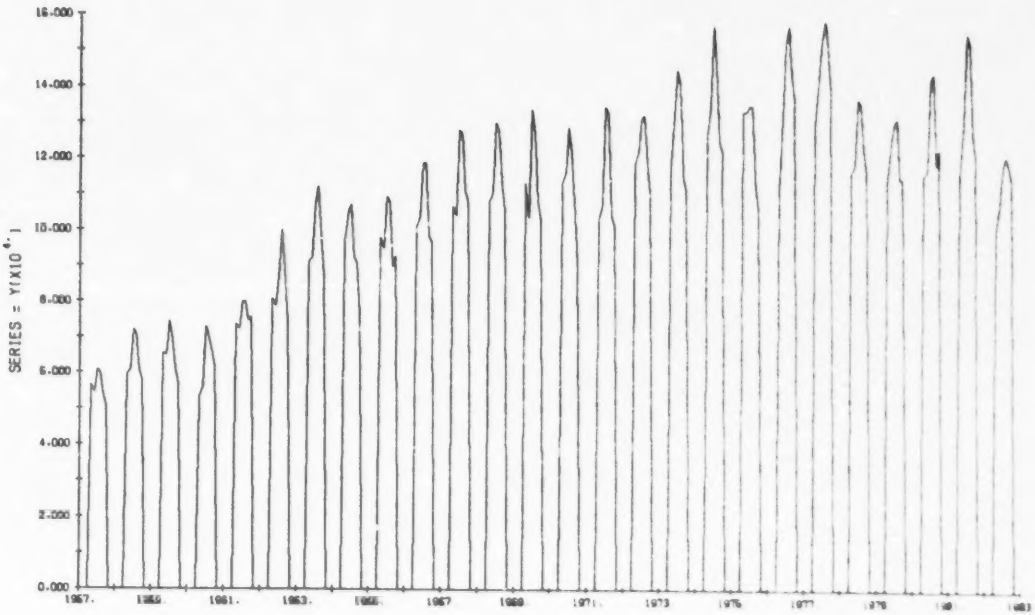
(JAN 1957 - DEC 1982)



TRGEN

ACTIVITE HORS ROUTE DES TRAVAUX DE GENIE (MILLIERS $)

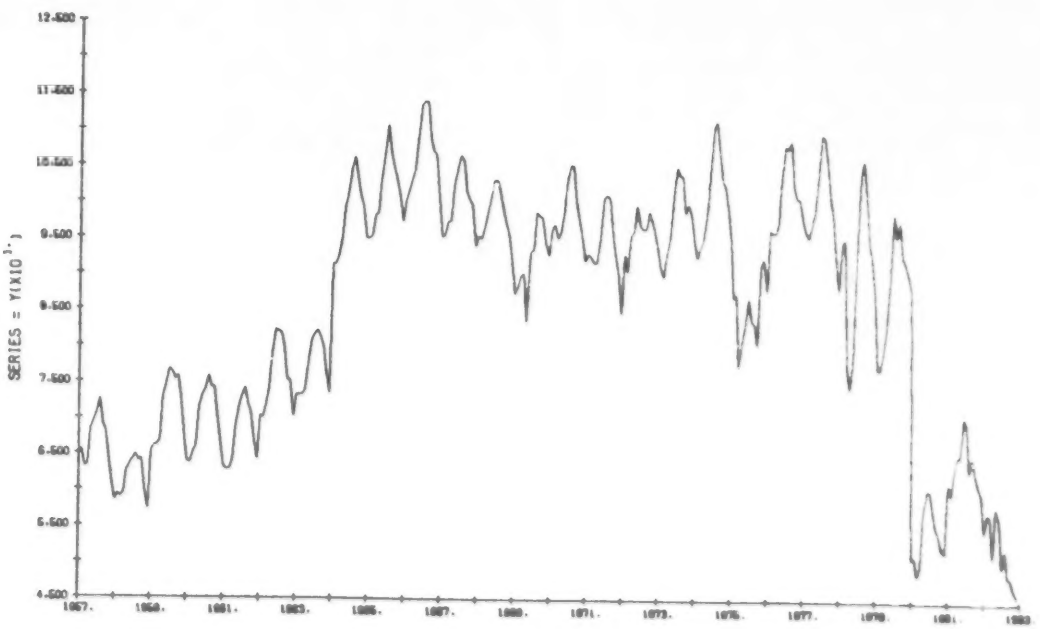
(JAN 1957 - DEC 1982)



ACVEAG

ACTIVITE HORS ROUTE DES VEH. AGRICOLES (NB. DE VEH. AG.)

(JAN 1957 - DEC 1982)



ACMIN

ACTIVITE HORS ROUTE MINIERE AU QUEBEC (1967=100)

(JAN 1957 - DEC 1982)

Il ne faut pas oublier que tous ces résultats sont valables *toutes autres choses étant égales par ailleurs* : à nombre de véhicules utilitaires VUTDIPAD constant, par exemple. Nous avons bien sûr soustrait les quantités appropriées des trois premiers éléments pour obtenir la variable DICR1, et le dernier pour obtenir GAR1. Ces mesures de demande routière comprennent encore quelques éléments hors-route dont nous n'avons pu tenir compte : les motoneiges utilisent de l'essence et l'Hydro-Québec dispose de quelques génératrices stationnaires* qui utilisent du diesel; les locomotives américaines en transit en utilisent aussi un peu. Il est probable que certaines variables climatiques tiennent compte de ces ventes mais nous ne sommes pas capables de corriger GA et DIC pour en soustraire leur influence et obtenir des mesures routières GAR1 et DICR1 qui soient parfaites. Nous avons cherché, par exemple, à tenir compte de l'utilisation du diesel dans les mines et construit pour cela la variable ACMIN dont on peut voir sur le graphique la variance importante : son coefficient était toujours nul et nous ne l'avons pas retenue. La série sur les ventes brutes de diesel contient aussi au moins une observation, celle de mars 1963, qui suggère des achats spéculatifs avant le budget. Des tentatives de modéliser par des méthodes simples les phénomènes de stockage spéculatif associé au budget n'ont pas donné de résultats utiles. Sans doute faudrait-il représenter simultanément le stockage "fiscal" des camionneurs à la fin de l'année, mentionné plus haut.

4.3 Modèle de référence et variantes

4.3.1 Modèle de référence (niveaux 2-3-4) : commentaires généraux

Les corrections des ventes de carburant ayant été obtenues à partir des fonctions (D-1), nous estimons les fonctions de demande routière (D-2),

---

* Nous comprenons que la consommation de ces génératrices n'est pas comprise dans notre série DIC de juillet 1970 à juillet 1976. Nous sommes moins certains pour le reste de l'échantillon.

d'accidents (P-3) et de gravité des accidents (P-4) en permettant l'utilisation des formes fonctionnelles variables, selon (E-1), en même temps que l'autocorrélation multiple, selon (E-3). Nous nous limiterons ici à une discussion générale des résultats statistiques, présentés au tableau 5, et réserverons pour la section suivante le commentaire des résultats, variable par variable.

- Autocorrélation, multicollinéarité et hétéroscédasticité

Au tableau 5, chacune des fonctions a un schéma d'autocorrélation propre. Ces schémas efficaces, au sens où ils permettent d'obtenir une erreur résiduelle dont les valeurs dans le temps sont indépendantes les unes des autres, auraient dans certains cas été différents de ceux qui sont présentés si le modèle de référence choisi avait été linéaire ou log-linéaire. En effet, l'examen d'une version antérieure du modèle de référence (les différences mineures sont décrites à l'annexe 1) a montré que, pour les 4 équations MA, NM, COR et ACC, les éléments significatifs (identifiés par les t) du schéma d'autocorrélation variaient suivant la forme fonctionnelle utilisée.

Les structures d'autocorrélation multiple utilisées ont un avantage important sur les structures simples. En plus "d'aller chercher l'information qui reste dans les erreurs", leur utilisation transforme les variables explicatives d'une façon qui généralement réduit énormément la corrélation observée entre les variables brutes. Des examens fréquents et détaillés de la corrélation entre les paires distinctes de variables transformées (il y en a 465 dans l'équation DICR1, 946 dans l'équation GAR1 et un nombre intermédaire

dans les autres équations) ainsi que des tests de sensibilité des résultats à des modifications de la liste des variables de toutes les équations, nous portent à croire que le modèle ne comprend pas de cas de multicollinéarité vraiment nuisible au sens où des signes seraient instables ou des élasticités excessives à cause d'une corrélation trop grande entre une ou plusieurs variables ou combinaisons de variables transformées.

Les résultats montrés au tableau 5 supposent par ailleurs que l'erreur résiduelle est homoscédastique ou à variance constante ($u_t = k^{1/2} v_t$, k = une constante, dans (E-2)). Les tests présentés à l'Annexe 1 et faits pour identifier des variables d'activité (dans les équations de demande) et des variables de demande (dans les équations de performance) qui pourraient produire une certaine hétéroscédasticité suggèrent que seules les équations DICR1 et MIC pourraient éventuellement bénéficier d'une amélioration à cet égard en utilisant les livraisons manufacturières (LIVMAD) dans le premier cas et une mesure de demande routière (KMPARR1 ou DICR1) dans le second. Nous n'avons pas utilisé cette information dans le modèle de référence en partie pour des raisons d'homogénéité de présentation et en partie à cause des effets encore mal connus sur la multicollinéarité de la forme très générale d'hétéroscédasticité (E-2) utilisée.

- Forme fonctionnelle

On peut aussi voir au bas du tableau 5 qu'une seule transformation de Box-Cox est utilisée dans 8 des 9 équations : le λ_y associé à la variable dépendante est partout contraint à être égal au λ_x utilisé sur l'ensemble des

TABLEAU 5 : Modèle de référence : élasticités directes, paramètres d'autocorrélation ou de forme fonctionnelle et statistiques t

	CODE MO. =	81	11	30	30	30	31	29	45	30
	DEP.VAR. =	GAR1	DICR1	MA	NN	MO	COR	ACC	MBC	MTC
D = DEPENDANTES OU DE DEMANDE		GAR1	DICR1	MA	NN	MO	COR	ACC	MBC	MTC
VENTES BR.ESS.R.1 POND.= GAR1*KM/LI	KMPARR1			.969 (3.41) EL1	.482 (1.90) EL1	.588 (1.46) EL1	.491 (2.09) EL1	1.010 (3.89) EL1	.067 (.78) EL1	.753 (1.36) EL1
VENTES BR.RECOR.DIESEL ROUT.(M.R.1)	DICR1			.054 (1.71) EL1	.032 (1.03) EL1	.045 (.68) EL1	.038 (1.18) EL1	.043 (1.58) EL1	-.018 (-.96) EL1	-.016 (-.20) EL1
P = PRIX		GAR1	DICR1	MA	NN	MO	COR	ACC	MBC	MTC
PRIX REEL ESS.ORDINAIRE PAR KM	PORPKM	-.106 (-1.17) EL1		.042 (.26) EL1	-.383 (-2.06) EL1	-.076 (-.30) EL1	-.352 (-1.88) EL1	.021 (.16) EL1	.001 (.02) EL1	.278 (1.10) EL1
IND.PRIX REEL DI.TX+DTX GUE.+ONT.	IPDROD		-.317 (-1.13) EL1							
PRIX REEL DIESEL TAXE	PORD			-.822 (-3.00) EL1	-.028 (-.13) EL1	-1.740 (-4.88) EL1	-.104 (-.46) EL1	-.622 (-2.84) EL1	-.067 (-.60) EL1	-1.330 (-2.80) EL1
COUT REEL ENTR. VEH. NET(ESS..ACH.)	ENTRNMDC	.205 (1.95) EL1	.273 (.68) EL1	-.629 (-3.03) EL1	-.728 (-3.77) EL1	-1.010 (-3.20) EL1	-.706 (-3.66) EL1	-.618 (-2.98) EL1	-.057 (-.47) EL1	-.278 (-.82) EL1
TARIF REEL ADULTES CYCUM	FAB022	.129 (2.00) EL1								
IPC NET DU TRANSPORT AUTO ET CYCUM	PCBNETT	.040 (.23) EL1								
M-Q = MOTORISATION -QUANTITE DE VEHICULES		GAR1	DICR1	MA	NN	MO	COR	ACC	MBC	MTC
AUTOMOBILES PER CAPITA	AUPPOP	.269 (1.12) EL1								
VEH.UTILITAIRES ESSENCE PAR ADULTE	VUTGAPAD	.127 (1.28) EL1								
VEH.UTILITAIRES DIESEL PAR ADULTE	VUTDIPAD		.315 (.84) EL1							
MOTOC. ET CYCLOM. PAR ADULTE	MOCYPAD	-.000 (-.01)								
M-C = MOTORISATION - CARACT.DES VEHICULES		GAR1	DICR1	MA	NN	MO	COR	ACC	MBC	MTC
PROPORTION DES PETITES VOITURES	PPAS	-.525 (-1.96) EL1		1.070 (2.33) EL1	.487 (1.29) EL1	1.500 (2.89) EL1	.896 (1.46) EL1	.834 (2.73) EL1	.304 (.69) EL1	.830 (1.41) EL1
PCT.VOIT.AVEC CEINTURE.BAUDRIER	DISCEIN	.151 (2.31)	.265 (1.46)	.346 (3.27)	.222 (3.10)	.042 (.46)	.201 (2.58)	.278 (3.86)	.003 (.10)	-.225 (-2.59)
M-L = RESEAUX -LOIS,REGLEMENTATION,POLICE		GAR1	DICR1	MA	NN	MO	COR	ACC	MBC	MTC
LIM.VITESSE+PORT CEINT.01-10/08/76	LVCE1 *****	-.003 (-.13)	.224 (1.98)	.055 (1.45)	-.057 (-1.59)	-.046 (-.98)	-.062 (-1.53)	.025 (.85)	.008 (.43)	.028 (.44)
LOI SUR IVRESSOMETRE(0.08) 01/12/89	POBPC *****	.003 (.12)	.045 (.36)	.013 (.28)	-.023 (-.44)	-.009 (-.14)	-.020 (-.38)	.029 (.72)	-.010 (-.58)	.029 (.41)
REGIME DES POINTS DE DEMER.01/03/73	PTDEM *****	-.006 (-.10)	.159 (1.54)	-.250 (-3.84)	-.093 (-1.67)	-.095 (-1.27)	-.094 (-1.63)	-.218 (-6.14)	-.016 (-.65)	.074 (.97)
NOUVEAU CODE DE LA ROUTE 01/04/92	NCRDUT04 ********	-.052 (-1.33)	-.162 (-1.22)	-.137 (-1.72)	-.183 (-3.04)	-.049 (-.61)	-.179 (-3.04)	-.111 (-1.67)	-.030 (-1.01)	.112 (1.06)
SURVEILLANCE POLICIERE SO ET CUM	SURPOL	-.154 (-3.78) EL1	-.102 (-.76) EL1	.205 (1.80) EL1	.173 (1.98) EL1	-.397 (-2.25) EL1	.167 (2.03) EL1	.154 (1.42) EL1	.033 (.47) EL1	-.465 (-1.57) EL1
GREVES POLICE SO ET CUM	GRPOL *****	-.001 (-.08)	-.021 (-.32)	-.017 (-.50)	.009 (.87)	-.005 (-.12)	.010 (.66)	.003 (.15)	.005 (.07)	.020 (.17)
M-T = RESEAUX -TEMPS DE TRANSPORT,SERVICE		GAR1	DICR1	MA	NN	MO	COR	ACC	MBC	MTC
TEMPS ATTENTE CYCUM	TU022	.213 (2.84) EL1								
GREVES COMPLETES CYCUM	STR013 ******	.012 (1.41)	.040 (.67)	.009 (.43)	.020 (1.44)	.051 (1.33)	.024 (1.40)	.007 (.32)	-.007 (-.93)	.007 (.14)
GREVES PARTIELLES CYCUM	STRP ****	.044 (2.54)	.082 (1.09)	.040 (.78)	-.006 (-.12)	-.044 (-.71)	-.007 (-.14)	.036 (.79)	-.002 (-.07)	-.127 (-1.17)
GREVES COMPLETES CYCUO	STRCUO ******	.003 (.27)	-.027 (-.52)	-.033 (-1.19)	-.033 (-1.28)	-.073 (-1.86)	-.034 (-1.29)	-.037 (-1.63)	.011 (.68)	-.004 (-1.00)

GREVES COMPLETES VOYAGEUR	GRVOY	.004	-.068	-.031	.000	-.013	.002	-.011	-.015	-.033
	-----	(.27)	(-1.33)	(-.59)	(.02)	(-.30)	(.08)	(-.29)	(-.73)	(-.49)
H-1 = RESEAUX - INFRASTRUCTURE,CLIMAT		**GAR1**	**DICR1**	**MA**	**MM**	**MO**	**COR**	**ACC**	**MBC**	**MTC**
AUTOR. MTL PAR KM ROUTE PROV.	AUTPKRP	.077	-.139	-.409	-.035	.049	-.042	-.294	-.072	-.095
		(1.34)	(-.61)	(-3.27)	(-.32)	(.33)	(-.38)	(-3.39)	(-1.63)	(-.69)
GREVES ENTRETIEN RUES HIVER MTL	GRHUMM	.020	.025	-.005	.052	-.037	.053	.024	.004	-.021
	------	(.50)	(.14)	(-.14)	(1.01)	(-.49)	(1.05)	(.77)	(.23)	(-.26)
TROP CHAUD OU FROID PAR RAPP.A SEPT	TLK822	.023	.016	.184	.027	-.148	.016	.105	.022	-.070
		(2.57)	(.54)	(4.61)	(.93)	(-5.27)	(.55)	(5.53)	(2.96)	(-2.09)
PLUIE PAR JOUR A DORVAL	RFK822	-.009	.012	.034	.000	-.000	.001	.025	.009	-.000
		(-1.67)	(.88)	(3.12)	(.05)	(-.01)	(.06)	(2.84)	(1.60)	(0.00)
NEIGE PAR JOUR A DORVAL	SFK822	.004	-.012	.038	.004	.020	.003	.030	-.000	-.012
		(1.06)	(-1.03)	(3.51)	(.54)	(1.53)	(.44)	(4.54)	(-.10)	(-.88)
ACCUMULATION DE NEIGE A DORVAL	CSFMR822	-.016	.058	.025	-.023	-.109	-.021	.020	.003	-.006
		(-2.62)	(4.26)	(2.26)	(-1.90)	(-6.61)	(-1.77)	(1.84)	(.82)	(-.38)
Y-G = CONSOMMATEURS - CARACT.GENERALES		**GAR1**	**DICR1**	**MA**	**MM**	**MO**	**COR**	**ACC**	**MBC**	**MTC**
PERMIS DE CONDUIRE PAR AUTOMOBILE	PERPA	.073		-.371	-.089	.804	-.133	-.374	-.253	.317
		(.38)		(-1.71)	(-.45)	(1.95)	(-.63)	(-2.22)	(-1.87)	(1.05)
		EL1		EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1
PROBAB.CHAUF.SOIT CHOMEUR	PRCHOM	-.094		-.272	-.110	-.202	-.100	-.245	-.053	-.072
		(-2.92)		(-3.11)	(-1.83)	(-2.30)	(-1.64)	(-4.02)	(-1.14)	(-.83)
		EL1		EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1
LOI INDEMN.VICT.ROUTE 01/07/61	LOIIND61	.034	.124	.249	.131	-.037	.124	.220	-.065	-.216
	---------	(1.33)	(1.58)	(4.50)	(3.50)	(-.82)	(3.13)	(6.45)	(-3.53)	(-3.72)
LOI /SSURANCE AUTOMOBILE 01/03/78	LOIAS	.026	.050	.086	.263	.033	.238	.147	-.005	-.217
	-----	(.73)	(.42)	(1.04)	(5.94)	(.58)	(5.14)	(2.37)	(-.23)	(-2.73)
Y-A = CONSOMMATEURS - AGE		**GAR1**	**DICR1**	**MA**	**MM**	**MO**	**COR**	**ACC**	**MBC**	**MTC**
BAISSE 18-16 ANS CONDUITE 01/07/62	MOP62	.010	.307	.123	.067	.450	.082	.097	.037	.334
	-----	(.43)	(4.24)	(2.68)	(1.95)	(7.24)	(2.07)	(2.66)	(2.22)	(4.05)
Y-S = CONSOMMATEURS - SEXE		**GAR1**	**DICR1**	**MA**	**MM**	**MO**	**COR**	**ACC**	**MBC**	**MTC**
PROB.COND.SOIT FEMME ENCEINTE	PRFEVM	-.198		.211	-.178	-.211	-.187	.136	.057	-.289
		(-1.61)		(1.18)	(-1.00)	(-.93)	(-.82)	(.99)	(.50)	(-1.17)
		EL1		EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1
Y-E = CONSOMMATEURS -EBRIETE OU VIGILANCE		**GAR1**	**DICR1**	**MA**	**MM**	**MO**	**COR**	**ACC**	**MBC**	**MTC**
HEURES HEBDO.TRAVAIL.SECTEUR MANUF.	HEUMM			-.089	.101	.613	.118	-.579	.136	.444
				(-2.02)	(.25)	(.73)	(.30)	(-1.61)	(.64)	(.56)
				EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1
PROB.COND.CONSOMME MEDIC.(%/ADULTE)	PRMED	-.018		.061	.278	.116	.234	.095	.008	-.093
		(-.45)		(.57)	(2.92)	(.71)	(2.59)	(1.09)	(.20)	(-.61)
		EL1		EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1
PROB.COND.CONSOM. ALCOOL(LI/ADULTE)	PRALT	-.020	-.190	.033	-.012	-.257	-.030	-.034	.035	-.394
		(-.51)	(-1.68)	(.30)	(-.12)	(-1.61)	(-.32)	(-.33)	(.83)	(-2.49)
		EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1
A = ACTIVITES FINALES ET INTERMEDIAIRES		**GAR1**	**DICR1**	**MA**	**MM**	**MO**	**COR**	**ACC**	**MBC**	**MTC**
INDICE PRESENCE EMPLOI	EIOP	.163								
		(1.27)								
		EL1								
PROB.DEPL.(M.R.1) SOIT MOTIF TRAV.	PRMTRAR1			.449	.265	.246	.253	.488	.646	.074
				(2.24)	(1.44)	(.96)	(1.48)	(2.72)	(.81)	(.21)
				EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1
VENTES AU DETAIL REELLES	RSIDPQ		.492							
			(2.76)							
			EL1							
VENTES AU DETAIL REELLES PAR EMPLOI	RSIDPQPE	.240								
		(3.74)								
		EL1								
PROB.DEPL.(M.R.1) SOIT MOTIF MAGAS.	PRMMAGR1			.211	.160	.447	.193	.273	-.076	.694
				(1.42)	(1.02)	(2.16)	(1.21)	(1.97)	(-.61)	(2.67)
				EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1	EL1
INDICE VACANCES	VUND	.019								
		(1.90)								
PROB.DEPL.(M.R.1) SOIT MOTIF VAC.	PRMVACR1			.029	.012	.058	.012	.034	.005	.028
				(2.13)	(.83)	(3.20)	(.92)	(2.42)	(.91)	(1.27)
EXPO 1967	EX7	.020								
	---	(.70)								
JEUX OLYMPIQUES 1976	JO	-.092								
	--	(-.08)								
LIVRAISONS MANUFACTURIERES REELLES	LIVMAQ		.328							
			(.07)							

...83/

LIVRAISONS MANUF.REELLES PAR EMPL.	LIVMADPE	(.094 (.87) EL1								
AUTOBUS-HEURES CTCUN	VEHSF		(.192 (.73) EL1							
ET-AD = ET CETERA - ADMINISTRATIVES		**GAR1**	**DICR1**	**MA**	**MM**	**MO**	**COR**	**ACC**	**MBC**	**MTC**
EXISTENCE RAPPORT ACC.UNIF.EN 1978	DUM78RAU			(.029 (.30)				(-.020 (-.26)		
SOUS-EST.DUE AU RAP.ACC.UNIF. 1978	SED78RAU			(-.024 (-.39)				(.022 (.42)		
LIMITE INF.REEL. ACC.A DOM MAT.SEUL	DMSR			(-.818 (-12.81) EL1				(-.607 (-4.00) EL1		
REGIME DU CONSTAT AMIABLE 01/08/79	CONSTA			(-.073 (-.99)				(-.085 (-1.57)		
ET-AG = ET CETERA - AGREGATION		**GAR1**	**DICR1**	**MA**	**MM**	**MO**	**COR**	**ACC**	**MBC**	**MTC**
NOMBRE DE JOURS DE TRAVAIL PAR MOIS	WD	(.154 (1.77) EL1	(-.515 (-1.53) EL1	(.425 (2.24) EL1	(.183 (1.22) EL1	(-.078 (-.19) EL1	(.169 (1.11) EL1	(.351 (1.95) EL1	(.120 (1.08) EL1	(-.052 (-.15) EL1
NOMBRE DE SAMEDIS PAR MOIS	SAT	(-.032 (-1.06) EL1	(-.147 (-1.70) EL1	(.148 (2.52) EL1	(.160 (2.94) EL1	(-.049 (-.37) EL1	(.151 (3.01) EL1	(.131 (2.41) EL1	(.060 (.82) EL1	(-.187 (-1.36) EL1
NOMBRE DE DIMANCHES,FETES PAR MOIS	SHD	(-.049 (-1.69) EL1	(-.130 (-1.60) EL1	(.156 (2.97) EL1	(.095 (1.98) EL1	(-.008 (-.08) EL1	(.095 (1.97) EL1	(.160 (2.58) EL1	(.058 (.78) EL1	(-.038 (-.39) EL1
ET-SC = ET CETERA - SAISONNIERES,CONSTANTE		**GAR1**	**DICR1**	**MA**	**MM**	**MO**	**COR**	**ACC**	**MBC**	**MTC**
CONSTANTE DE LA REGRESSION	CONSTANT	(-2.150 (-1.49)	(-.186 (-.31)	(6.490 (3.97)	(.119 (.09)	(4.100 (1.85)	(.629 (.46)	(3.620 (2.97)	(.779 (1.00)	(4.270 (1.44)
	CODE NO. =	51	11	30	30	30	31	29	45	30
	DEP.VAR. =	GAR1	DICR1	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC
AUTOCORRELATION										
	RHO 1		(.455 (8.43)	(.275 (4.02)	(.377 (6.48)		(.399 (8.11)	(.283 (4.00)		
	RHO 2			(-.166 (-2.54)		(-.050 (-.81)	(.065 (.85)	(-.255 (-3.75)		
	RHO 3	(.212 (2.84)	(.106 (1.61)	(-.065 (-.92)	(-.204 (-2.95)	(-.009 (-.13)	(-.219 (-3.10)	(-.131 (-1.71)		
	RHO 4			(.063 (.92)	(-.062 (-.88)	(-.193 (-2.89)	(-.054 (-.78)	(.038 (.51)	(-.078 (-1.20)	(-.234 (-3.04)
	RHO 5			(-.203 (-3.07)	(-.075 (-.97)	(-.052 (-.71)	(-.038 (-.51)	(-.221 (-3.28)		(-.085 (-1.35)
	RHO 6			(-.120 (-1.62)	(-.030 (-.43)				(-.113 (-1.51)	(-.072 (-1.14)
	RHO 7		(-.233 (-4.05)		(-.132 (-1.92)	(-.148 (-2.05)	(-.098 (-1.34)	(-.126 (-1.79)		(-.221 (-3.28)
	RHO 8		(.260 (4.33)	(-.019 (-.28)	(-.064 (-.83)	(-.147 (-1.99)	(-.068 (-.89)			(-.135 (-1.95)
	RHO 9		(.063 (1.13)		(-.118 (-1.56)		(-.136 (-1.72)	(-.128 (-2.05)		
	RHO 10	(-.224 (-2.88)		(-.102 (-2.75)			(.117 (1.43)	(-.136 (-2.05)	(-.072 (-1.08)	(-.064 (-1.11)
	RHO 11				(.215 (3.12)	(-.089 (-1.18)	(.189 (2.49)			(-.037 (-.58)
	RHO 12		(.149 (2.70)	(.251 (3.89)	(.227 (3.71)	(.167 (2.56)	(.230 (3.75)	(.317 (4.69)		(.052 (.79)
	RHO 13				(-.028 (-.40)	(-.137 (-2.16)	(-.012 (-.17)			
TRANSFORMATIONS DE BOX-COX										
LAMBDA(X) ESTIME - GROUPE 1	EL1	(.655 (6.31) (-3.32)	(.579 (10.42) (-7.67)	(.189 (2.14) (-9.14)	(.272 (2.64) (-6.78)	(.264 (3.26) (-9.09)	(.227 (2.07) (-7.06)	(.223 (2.07) (-7.22)	(-.063 (-.09) (-1.46)	(.628 (3.22) (-1.91)
LAMBDA(Y) ESTIME	ELV	(.655 (6.31) (-3.32)	(.579 (10.42) (-7.67)	(.189 (2.14) (-9.14)	(.272 (2.64) (-6.78)	(.264 (3.26) (-9.09)	(.227 (2.07) (-7.06)	(.223 (2.07) (-7.22)	(-3.586 (-7.27) (-9.29)	(.628 (3.22) (-1.91)
LOG-LIKELIHOOD		103.149	-303.353	-303.891	109.909	186.672	104.318	341.339	523.672	391.724
PSEUDO-(L)-R2		.987	.972	.963	.968	.906	.969	.962	.877	.899
NOMBRE D'OBSERVATIONS		300	300	300	300	300	300	300	300	300
PERIODE D'ESTIMATION		14-313	14-313	14-313	14-313	14-313	14-313	14-313	14-313	14-313
NOMBRE DE VARIABLES INDEPENDANTES		44	31	43	39	39	39	43	39	39

variables transformables, au sens de la convention (C-3), à l'exception de la fonction MBC où λ_y et λ_x ont des valeurs distinctes[11]. Le premier t de Student inscrit sous les valeurs estimées est un test de différence par rapport à 0 et le second t est un test par rapport à 1.

L'analyse de ces t et des tests du rapport des vraisemblances faits dans les résultats présentés à l'annexe 1 montrent qu'*aucune* des fonctions n'est linéaire ou log-linéaire. Les résultats fournis à l'annexe 1 suggèrent par ailleurs que, pour plusieurs des fonctions, des gains supplémentaires auraient pu être réalisés en permettant que $\hat{\lambda}_y$ diffère du $\hat{\lambda}_x$ mais qu'il n'y aurait jamais eu de gains à permettre des λ_x différents pour les divers groupes de variables explicatives envisagés. Notre modèle de référence est "conservateur" en ce sens que nous utilisons le plus petit common dénominateur et exigeons que la forme fonctionnelle utilisée apporte des améliorations à *toutes* les 9 fonctions considérées dans le modèle pour l'utiliser. Le modèle moins conservateur qui mériterait des analyses est celui qui aurait un λ_y et un λ_x distincts dans 6 ou 7 des fonctions. Nous ne ferons pas ici cette analyse.

- Ajustement aux observations

Pour un modèle non linéaire, nous avons défini ailleurs (Dagenais et al., 1980), les mesures suivantes d'ajustement entre les valeurs observées et les valeurs "prédites" par le modèle :

$$\cdot \text{ Pseudo-(L)-}R^2 = 1 - \exp\left\{\frac{2}{N}(L_o - L)\right\} \quad , \qquad \text{(R-4)}$$

où L_o est la valeur du logarithme de la vraisemblance sous l'hypothèse que le modèle est linéaire et que les résidus sont homoscédastiques et indépendants dans le temps et L est la valeur du maximum de la vraisemblance du modèle considéré; et

$$\cdot \text{ Pseudo-(E)-}R^2 = 1 - \sum_{t=1+r}^{N} [y_t - E(y_t)]^2 / \sum_{t=1+r}^{N} (y_t - \bar{y})^2 , \qquad \text{(R-5)}$$

où $E(y_t)$ est l'espérance mathématique de y_t.

De ces deux mesures, qui coincident toutes les deux avec le R^2 ordinaire dans le cas du modèle linéaire classique, seule la première est nécessairement comprise entre 0 et 1. Ses valeurs sont inscrites à la fin du tableau 5 où l'on voit que les équations de gravité d'accident MBC et MTC ont un ajustement moins bon que les autres. Cela est vrai aussi si on utilise la mesure (R-5) dont les valeurs sont inscrites au tableau 6.

TABLEAU 6 : Valeurs du pseudo-(E)-R^2 du modèle de référence

code :	51	11	30	30	30	31	29	45	30
var. dép. :	GAR1	DICR1	MA	NM	MO	COR	ACC	MBC	MTC
Pseudo-(E)-R^2 :	.987	.966	.957	.964	.897	.964	.957	.363	.693

Cette mesure est peut-être plus proche de la notion intuitive de R^2 que la mesure (R-4) car elle utilise au numérateur la somme des erreurs au carré, où les erreurs sont définies comme différence entre les valeurs observées et les valeurs "prédites" (l'espérance mathématique) par le modèle; on ne peut généralement pas isoler la valeur calculée, au sens habituel du terme en régression linéaire, parce que la transformation (λ_y) en (E-1) n'a parfois pas d'inverse réelle (par exemple si le modèle est $1/y^2 = \ldots$).

Nous avons utilisé cette mesure pour comparer l'ajustement implicite que fait le modèle de référence au nombre réel de blessés et de tués qui n'est analysé qu'indirectement. Pour ce faire, nous avons supposé que, pour chaque observation, les espérances mathématiques des nombres d'accidents non mortels et mortels étaient indépendantes des taux de morbidité et de mortalité[12]. Nous avons comparé ces résultats à ceux obtenus en faisant directement une régression du nombre de blessés HT et du nombre de morts DE (sans changer la liste des variables explicatives et en imposant la contrainte $\lambda_y = \lambda_x$). Nous avons par ailleurs modifié le modèle de référence pour utiliser, au lieu de MTC (morts/accidents non mortels + mortels), MTMO (morts/accidents mortels). Les résultats, présentés au tableau 7, suggèrent que le modèle de référence explique bien le nombre de blessés et de morts, qu'il n'y a pas lieu de modifier la définition du taux de mortalité qui y est utilisée et qu'un modèle "direct" à 3 étapes au lieu de 5 (un modèle qui expliquerait le nombre de victimes sans le décomposer en produit d'un nombre d'accidents par un taux de gravité) fournit un ajustement légèrement moins bon, en plus de faire perdre les éléments de compréhension que fournit la décomposition.

TABLEAU 7 : Pseudo-(E)-R^2 de divers modèles calculés pour les blessés (HT) et les morts (DE)

	HT	DE
Modèle de référence (avec MTC) choisi	.9644	.8941
Modèle de référence (avec MTMO) modifié*	-	.8870
Modèle direct à 3 niveaux au lieu de 5*	.9630	.8877

* Les # de code des régressions sont MTMO-30, HT-30 et DE-30.

- Rôle des équations sur les accidents corporels et totaux

Le tableau 5 comprend 2 équations d'explication de sous-totaux : les accidents avec dommages corporels COR sont la somme des accidents non mortels NM et mortels MO; le total des accidents ACC comprend les accidents avec dommages matériels seulement en plus des accidents corporels. Un coup d'oeil sur les valeurs moyennes des variables dépendantes au tableau 8 nous convaincra rapidement que les résultats pour l'équation COR ressembleront à

TABLEAU 8 : Valeurs des variables dépendantes de janvier 1957 à décembre 1982

	GA(ℓi)	DIC(ℓi)	GAR1(ℓi)	DICR1(ℓi)
Maximum	827 239 000	177 741 900	771 966 000	155 865 800
Moyenne	509 662 100	66 845 400	485 041 800	59 402 410
Minimum	184 382 300	2 806 223	186 065 600	6 091 788

	MA	NM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	HT	DE	VI
Maximum	23 554	5 073	229	5 243	27 223	2,04	0,082	7 150	288	7 361
Moyenne	8 988	2 392	105	2 497	11 488	1,39	0,050	3 478	123	3 602
Minimum	2 304	746	21	775	3 334	1,19	0,020	994	21	1 038

ceux de l'équation NM parce qu'il y a relativement peu d'accidents mortels. En effet, au tableau 5 tous les signes des variables sont identiques dans les deux équations et les ordres de grandeur des élasticités de COR ressemblent à ceux de NM. De la même façon, les résultats de ACC ressembleront à ceux de MA parce qu'il y a relativement peu d'accidents corporels. Au tableau 5, 3 variables n'ont pas le même signe dans ces 2 équations : la variable d'effet résiduel des grèves des policiers GRPOL, la variable de grève de l'entretien des rues à Montréal GRMUMH et la consommation d'alcool par adulte PRALT.

- Elasticités et composantes

Dans les tableaux d'élasticités directes et indirectes que nous utiliserons sous peu, les élasticités pour les sous-totaux seront calculées à partir de leurs composantes. Comme l'élasticité d'un total est égale à la somme des élasticités de chacune des parties pondérées par leur part du total —nous utilisons les parts moyennes— nous avons :

$$e_{COR} = e_{NM}\,(NM/COR) + e_{MO}\,(MO/COR) \quad . \qquad \text{(R-6)}$$

Cette agrégation permet d'utiliser les résultats des régressions sur les composantes pour calculer aussi les élasticités implicites du nombre de blessés et de morts. Comme l'élasticité d'un produit est égal à la somme des élasticités de ses composantes, on peut écrire

$$\left.\begin{aligned} e_{HT} &= e_{COR} + e_{NM} \\ e_{DE} &= e_{COR} + e_{MO} \end{aligned}\right\} \qquad \text{(R-7)}$$

et on peut obtenir l'élasticité du nombre de victimes total VI au changement de n'importe quelle variable explicative en calculant

$$e_{VI} = e_{HT}\,(HT/VI) + e_{DE}\,(DE/VI) \quad . \qquad \text{(R-8)}$$

Les calculs seront faits ainsi pour toutes les variables, tant pour les élasticités directes que pour les élasticités indirectes. Nous n'utiliserons donc plus les résultats présentés au tableau 5 pour les agrégats COR et ACC. Dans les tableaux d'élasticités directes et indirectes, les élasticités de COR, ACC, HT, DE et VI sont obtenues en appliquant les formules (R-6), (R-7) et (R-8). Leurs différences avec les valeurs correspondantes du tableau 4 sont faibles.

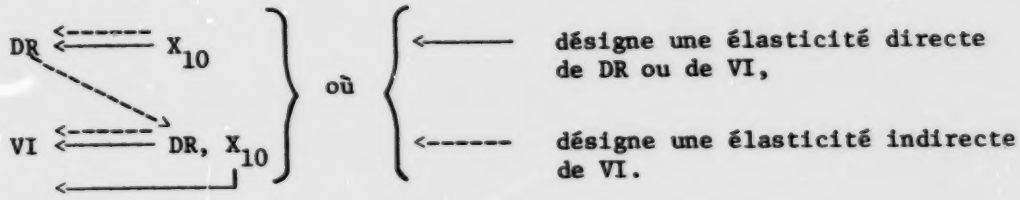
4.3.2 Elasticités directes et indirectes (niveaux 2-3-4-5) : référence et variantes

Il est maintenant approprié d'analyser, variable par variable, les résultats du MODÈLE DE RÉFÉRENCE et de ses VARIANTES : dans une variante, on ne fait, dans un but particulier, qu'une seule modification au modèle.

A chaque variable, dont le nom de code rappelle le sens de l'élasticité défini par la convention (C-2), on associe

- sur la même ligne, une élasticité *directe* qui mesure son impact sur la demande routière, les accidents, leur gravité et le nombre de victimes;
- sur la ligne suivante, une élasticité *indirecte* pour tenir compte de son influence "indirecte", par l'intermédiaire de la demande routière, sur les accidents, leur gravité et le nombre de victimes.

Schématiquement, on a, en utilisant la structure simplifiée :



L'élasticité indirecte est calculée en faisant le produit des élasticités directes. Dans ce schéma, l'élasticité indirecte du nombre de victimes à une variation de X_{10} est

$$E_{VI,X_{10}} = e_{VI,DR} \cdot e_{DR,X_{10}} \quad . \qquad \text{(R-9)}$$

On pourrait additionner ces 2 élasticités pour obtenir l'effet total, dans le modèle d'une variation en pourcentage de chaque facteur sur chacune des variables dépendantes considérées. Nous inscrirons plutôt les deux élasticités sur des lignes distinctes.

Le rappel visuel du t de Student associé au coefficient de régression utilisé pour calculer l'élasticité directe est imprimé suivant la convention (C-1) sous l'élasticité indirecte. L'absence d'un des 4 symboles visuels du t à la troisième ligne signifie que le résultat est calculé à partir d'autres résultats, suivant (R-6), (R-7) ou (R-8) : par exemple, les chiffres indiqués dans la colonne COR proviennent d'une somme pondérée des chiffres indiqués aux colonnes NM et MO, suivant (R-6).

Avant de présenter les résultats détaillés, vérifions notre compréhension des 3 éléments d'information présentés en suivant les conventions (C-1) et (C-2) dans les sections du tableau 9 des résultats. Choisissons la variable de surveillance policière SURPOL qui fait partie des variables de la catégorie N-L "réseaux-lois, réglementations, police". On pourra lire plus loin les résultats suivants tirés du modèle de référence

N-L		MBC	MTC
.		.	.
.		.	.
.		.	.
.		.	.
Surveillance policière SQ et CUM	SURPOL.....	,033	-,465
		-,009	-,114
		*	**

et comprendre qu'une hausse de la fréquence de passage des policiers de 10% diminue la mortalité de 4,65% et hausse la morbidité de 0,33%. Le premier

effet est le plus significatif. A ces effets directs (mesurés à consommation de carburant donné) s'ajoutent les effets indirects dus à la baisse de consommation de carburant (respectivement -1,14 et -,09%) et indiqués à la deuxième ligne. Comme le nom de code SURPOL n'est pas souligné, ces effets sont calculés sur la moyenne de toutes les observations.

Nous suivrons, pour faire nos commentaires, la séquence des catégories et sous catégories de variables utilisée aux sections 3.2 et 3.3 de cette étude. Nous considérerons toutes variables utilisées. Le commentaire suppose que le lecteur consulte le tableau des élasticités directes et indirectes au début du commentaire de chaque variable. Ce commentaire peut comprendre trois parties principales : une description des données, une lecture abrégée des signes et élasticités directes ou indirectes accompagnée d'une explication; des comparaisons avec des résultats pertinents obtenus ailleurs et une phrase sur la sensibilité des résultats du modèle de référence à la forme fonctionnelle choisie. Toutes les sections du tableau 9, ainsi que les variantes, sont fondées sur les $\hat{\lambda}_y$ et $\hat{\lambda}_x$ optimaux mais il est intéressant, du point de vue de la robustesse, de les comparer brièvement avec d'autres résultats, dont les tableaux correspondants ne seront pas présentés, obtenus en supposant que le modèle de référence ou ses variantes sont linéaires ou log-linéaires.

• D = demande routière

KMPARR1

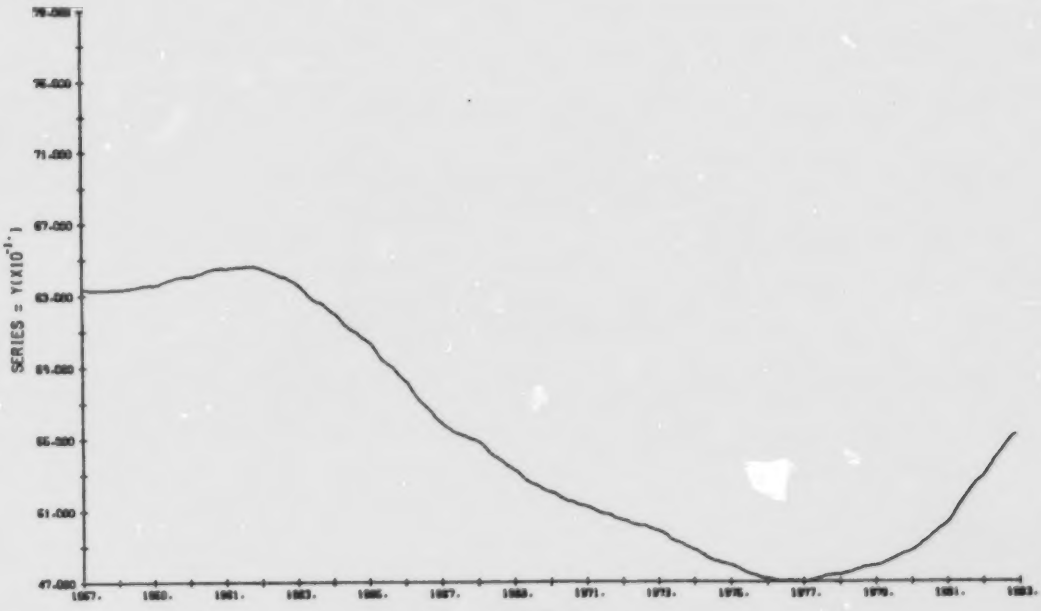
Le nombre de kilomètres parcourus est obtenu en multipliant la demande d'essence à des fins routières GAR1 par l'efficacité énergétique moyenne du

stock d'automobiles représentée au graphique COAUT. Cette efficacité, dont la moyenne est approximativement 5,5 km/li (14,5 mi/gallon impérial), a une allure générale qui n'est certainement pas indépendante du prix réel de l'essence par litre montré au graphique PGRMDSI. La transformation des ventes de carburant à des fins routières GAR1 en kilométrage parcouru KMPARR1 ne change pas l'allure générale de la courbe : on y voit bien par exemple, une chute importante en 1981 et 1982.

On constate au tableau 9.1 que la hausse de la demande augmente les accidents, leur gravité et, en conséquence, les victimes. Les élasticités directes sont intéressantes : les accidents matériels augmentent proportionnellement plus que les autres catégories; la morbidité n'est à peu près pas affectée alors que la mortalité augmente proportionnellement; les morts augmentent plus que proportionnellement et les blessés beaucoup moins. L'élasticité du nombre de morts aurait été de 1,48 avec un modèle linéaire et ,80 avec un modèle logarithmique : le résultat intermédiaire 1,23 obtenu avec la forme optimale suggère que nos résultats diffèrent un peu de ceux de Peltzman (1975) qui, dans sa querelle avec Joksch (1976), avait montré (Peltzman, 1976) que le nombre de morts augmentait proportionnellement à la distance parcourue. Ici le nombre de morts augmente plus que proportionnellement.

TABLEAU 9.1 : Élasticités directes, D = demande routière

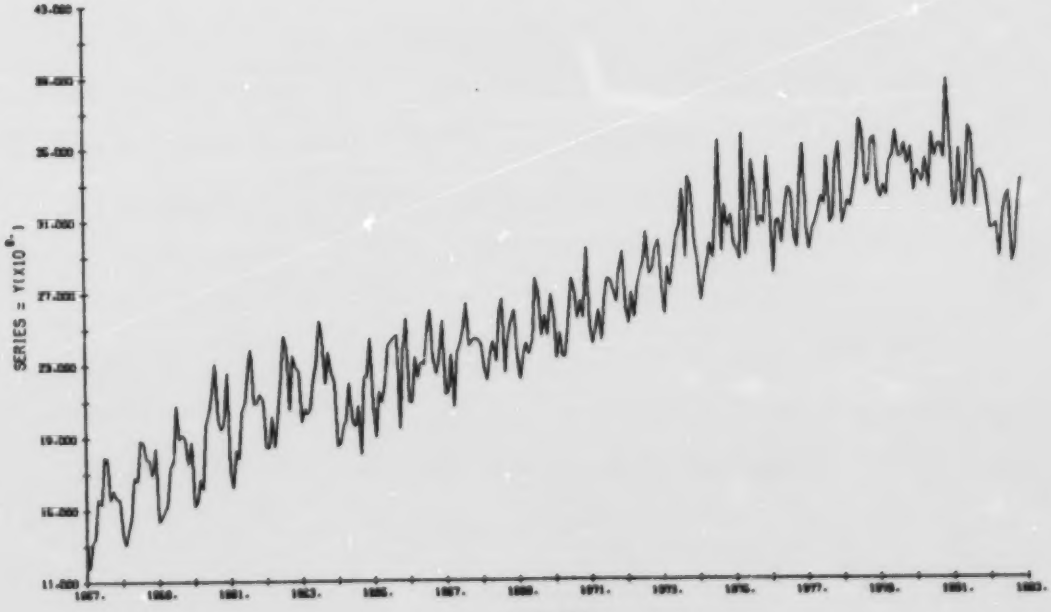
D = DEPENDANTES OU DE DEMANDE	GAR1 DICR1	HA	HH	HD	COR	ACC	HBC	HTC	HT	DI	VI
VENTES BR.ESS.R.1 POND.= GAR1*KM/LI KMPARR1		.869	.482	.588	.496	.706	.067	.753	.554	1.239	.577
		///	**	**			*	**			
VENTES BR.RECOR.DIESEL ROUT.(M.R.1) DICR1		.054	.032	.046	.032	.049	-.015	-.016	.017	.016	.017
		**	**	*			*	*			



COAUT

EFFICACITE ENERGETIQUE MOYENNE DES VOITURES (KM/LI)

(JAN 1957 - DEC 1982)



KMPARR1

VENTES BR. D'ESSENCE (M.R.1) PON. PAR KM/LI DES VEH. (KM)

(JAN 1957 - DEC 1982)

Comme notre mesure de kilométrage reflète aussi l'influence de la vitesse sur la consommation de l'essence, la différence entre les deux résultats peut toutefois s'expliquer par le fait que Peltzman a pu utiliser un indice de la vitesse dans son modèle.

Il ne fait pas de doute que la baisse importante de kilométrage parcouru par les voitures et véhicules utilitaires à l'essence en 1981 et 1982 a contribué à la baisse du nombre de victimes observé durant cette période.

DICR1

Nous n'avons pas transformé la consommation de diesel en kilométrage parce que l'efficacité énergétique moyenne du stock de camions et véhicules utilitaires au diesel a moins augmenté que celle des voitures. Dans le cas des 2000 autobus de la C.T.C.U.M., par exemple, la consommation par kilomètre n'a pratiquement pas changé depuis 15 ans. Les nouveaux moteurs des camions se sont améliorés depuis une dizaine d'années (d'un peu plus de 3 mi/gallon à un peu moins de 6 mi/gallon, semble-t-il) mais les répercussions de ces améliorations sont lentes à se faire sentir parce que la vie moyenne des moteurs a augmenté de 300 000 mi. à 500 000 mi. sur la même période[13].

On constate au tableau 9.1 que les hausses de consommation de diesel augmentent les accidents, surtout matériels, réduisent leur gravité et augmentent, au total, les blessés et les morts de pourcentages semblables. Comme le taux de consommation de diesel des véhicules qui l'utilisent est à peu près quatre fois plus grand par kilomètre que celui des véhicules à l'essence, et que KMPARR1 est 8 fois plus grand que DICR1, on peut multiplier les élasticités

du tableau par 32 pour avoir une idée du danger que représentent les camions lourds par rapport aux autres véhicules *à kilométrage total égal* : on obtient alors 0,51 pour HT et 0,55 pour DE, ce qui suggère que les camions lourds font par kilomètre autant de blessés que les autres véhicules mais 55% moins de morts*. On peut penser que le caractère interurbain de la plus grande partie du kilométrage des camions lourds et le fait que le chauffeur est relativement bien protégé expliquent en partie ce résultat. En effet, les camions font, par kilomètre, plus d'accidents non mortels et mortels que les autres véhicules [(0,032 × 32 =) 1,02 et (0,045 × 32 =) 1,44, comparés à 0,48 et 0,58], mais ces accidents sont moins graves : ils tuent plus souvent mais moins de personnes à la fois que les autres véhicules. Ces résultats se situent entre ceux qu'auraient fournis un modèle linéaire, où les camions font proportionnellement plus de victimes que les autres véhicules, et un modèle log-linéaire, où les camions font proportionnellement encore moins de victimes.

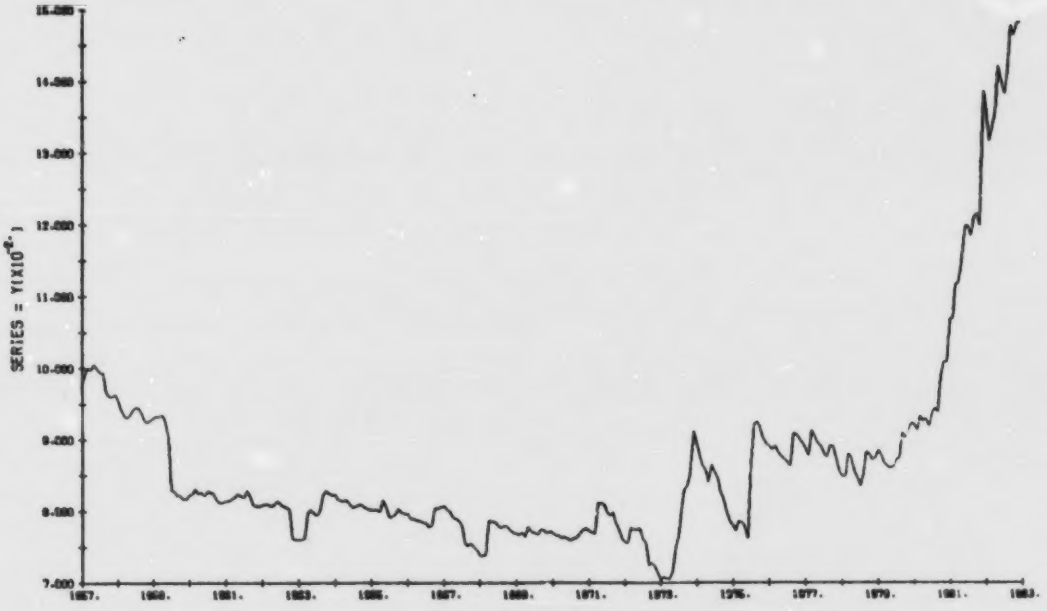
- P = prix

PGRPKM

Le prix réel de l'essence *par kilomètre* est obtenu en divisant le prix réel par litre par l'efficacité moyenne du stock d'automobiles, variables que l'on voit aux graphiques PGRMDSI et COAUT. Cette transformation permet de tenir en partie compte de l'ajustement des consommateurs aux hausses de prix de l'essence par l'achat de véhicules plus efficaces[15] et de ne pas utiliser COAUT comme variable explicative de la demande d'essence[16].

---

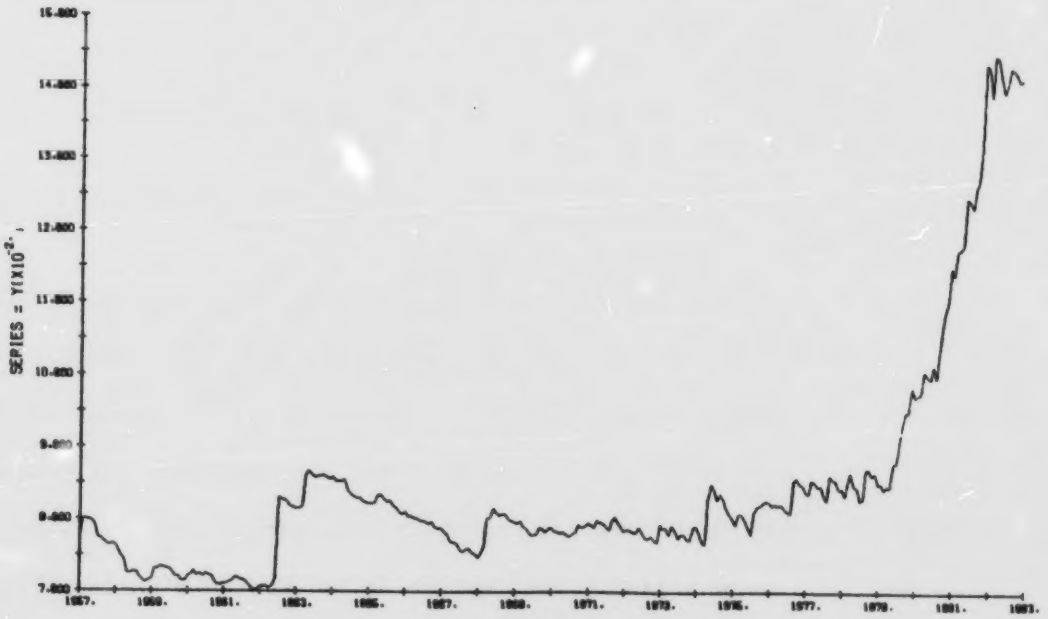
* Car (0,55/1,23) × 100 = 45%.



PGRMDSI

PRIX REEL DE L'ESSENCE ORDINAIRE A MONTREAL ($/LI)

(JAN 1957 - DEC 1982)



PDRQ

PRIX REEL DU DIESEL TAXE AU QUEBEC ($/LI)

(JAN 1957 - DEC 1982)

On peut constater au tableau 9.2 que l'élasticité-prix de la demande est -0,10 et que les hausses du prix augmentent les accidents matériels, réduisent les accidents corporels et, malgré une hausse de la gravité, réduisent les victimes. Les élasticités à court terme estimées ailleurs sont habituellement très faibles (Burright and Enns, 1975, Hartman et al., 1982) et de cet ordre de grandeur. L'élasticité directe du nombre de victimes (-0,35) est beaucoup plus importante que l'élasticité directe de la demande d'essence. Ceci suggère que les hausses de prix ont un effet très important sur la vitesse. La hausse du "prix de la vitesse" réduit la demande pour celle-ci. Il s'agit d'une baisse du prix de l'autoprotection par rapport à celui de l'autoassurance, ou d'un passage du point 2 au point 1 sur la figure 1.a du tableau 1. Cette réduction est réalisable en rase campagne plutôt qu'en zone urbaine : au total, la demande de carburant diminue peu mais la réduction de la vitesse sur les routes où cela est possible a un très grand effet. On peut se faire une idée de cet effet si on considère qu'en haut de 55 km par heure, la consommation de carburant augmente rapidement. L'amélioration des moteurs réduit la consommation à toutes les vitesses mais sans déplacer le minimum de la courbe en U qui relie vitesse (en abcisse) et taux de consommation (en ordonnée)*. On peut calculer, à partir des données de Labiale (1982) qu'une baisse de la vitesse du 120 à 100 km/h. implique une élasticité moyenne du taux de consommation de -1,27. Si la probabilité d'accident diminue aussi plus que proportionnellement à la vitesse, il n'est pas surprenant qu'un changement de prix réduise le nombre total de victimes de la route de -0,35.

---

* La puissance requise du moteur pour atteindre une certaine vitesse est le produit de la vitesse par la friction aérodynamique (résistance de l'air). Comme cette dernière est proportionnelle au carré de la vitesse, la puissance requise augmente selon la troisième puissance de la vitesse.

TABLEAU 9.2 : Élasticités directes et indirectes, P = prix

P = PRIX		GAR1	DICR1	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
PRIX REEL ESS.ORDINAIRE PAR KM	PGRPKM	-.106 **		.042 -.092 *	-.383 -.051 ***	-.076 -.062 *	-.370 -.052	-.048 -.083	.001 -.007 *	.278 -.080 **	-.369 -.059	-.092 -.131	-.359 -.261
IND.PRIX REEL BI.TX+DTX QUE.+ONT.	IPDRQO		-.317 **	-.017	-.010	-.014	-.010	-.016	.005	.005	-.005	-.005	-.005
PRIX REEL DIESEL TAXE	PDRQ			-.822 ***	-.028 *	-1.748 ///	-.100	-.665	-.067 *	-1.330 ***	-.167	-1.430	-.210
COUT REEL ENTR. VEH. NET(ESS.,ACH.)	ENTRNNDC	.208 **	.273 *	-.628 .193 ///	-.728 .107 ///	-1.010 .133 ///	-.746 .108	-.653 .174	-.057 .010 *	-.278 .150 *	-.797 .118	-1.018 .269	-.804 .123
TARIF REEL ADULTES CTCUM	FAB822	.129 **		.112	.062	.078	.083	.101	.009	.097	.071	.160	.074
IPC NET DU TRANSPORT AUTO ET CTCUM	PCBNETT	.046 *		.035	.019	.024	.020	.032	.003	.030	.022	.050	.023

Si on ajoute aux élasticités directes l'effet des élasticités indirectes, on obtient les élasticités totales suivantes : HT : -0,42, DE : -0,22. Les valeurs correspondantes sont (-0,48, -0,32) et (-0,38, -0,04) avec les modèles linéaire et log-linéaire.

IPDRQO et PDRQ

Alors que le prix réel de l'essence PGRMDSI n'a augmenté que de 50% depuis 1956, le prix réel du diesel a augmenté de 75%, comme on peut le voir au graphique PDRQ. Nous utilisons un indice combiné Québec-Ontario pour expliquer la demande routière à cause du caractère interprovincial marqué de celle-ci. Par contre le prix québécois est pertinent pour expliquer le comportement sur la route.

On peut constater au tableau 9.2 que l'élasticité-prix de la demande est -0,31 et que les hausses du prix PDRQ réduisent de manière importante toutes les catégories d'accident et leur gravité, et en conséquence les victimes. On remarquera particulièrement la taille et la haute signification statistique des réductions des accidents mortels et de la mortalité.

L'élasticité-prix plus petite que celle de l'essence peut être causée par une concurrence plus grande des autres modes de transport dans le marché des marchandises que dans celui des personnes[17]. Elle est peut-être due aussi au fait que les camionneurs peuvent influencer le taux de consommation de leurs véhicules en changeant le disque du différentiel, ce qui est facile à faire lors de l'entretien, et en changeant les taux de démultiplication des engrenages de la boite à vitesse, ce qui est plus coûteux.

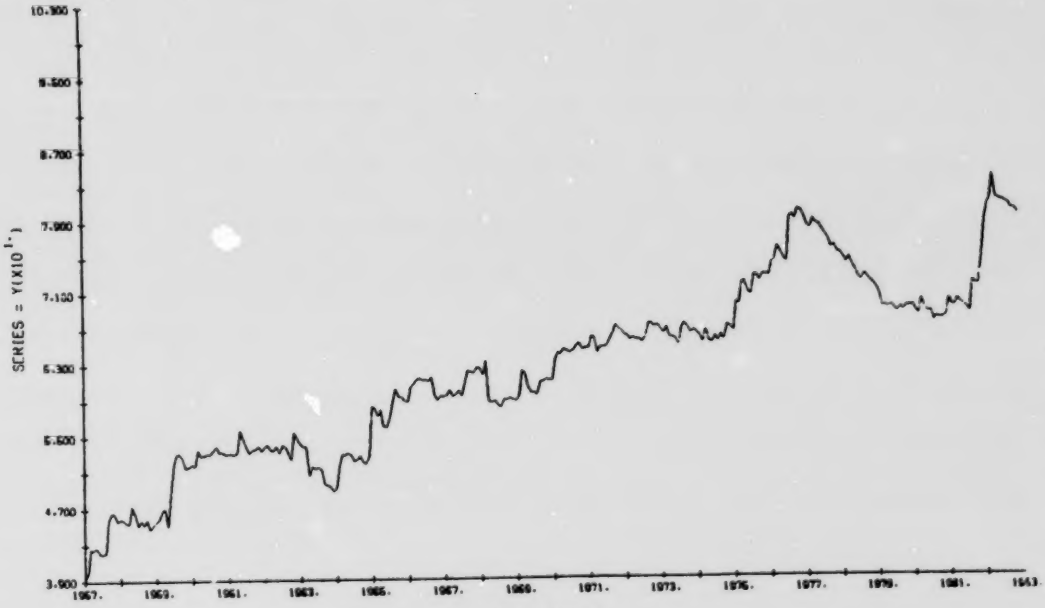
Les effets du prix sur les accidents et leur gravité suggèrent qu'une diminution de la vitesse réduit la probabilité d'accidents et de gravité (à autrui) proportionnellement plus encore que pour les voitures. Il est intéressant de noter que les vitesses réduites ne sont pas accompagnées d'accidents plus graves comme pour les autres véhicules. Les moteurs sont faits pour des vitesses de croisière d'à peu près 105 km/h. (65 mi./h.) et les hausses de prix incitent les camionneurs à s'en rapprocher. L'élasticité du nombre de victimes (-0.21) est très élevée. Elle aurait été beaucoup plus basse (-0,02) avec un modèle linéaire et un peu plus basse (-0,19) avec un modèle log-linéaire.

ENTRNMDC

Une des caractéristiques les plus remarquables du coût réel d'entretien d'un véhicule, que l'on peut voir sur le graphique ENTRNMDC, est la "bosse" du milieu des années 1970. Si on compare son allure à celle de ses deux composantes d'entretien et d'assurance, illustrées sur les graphiques ENTRNAS et PRASA de l'annexe 2, on voit qu'elles ont joué des rôles différents dans la détermination de l'allure générale du coût total d'entretien.

Une hausse du coût réel d'entretien des véhicules ENTRNMDC produit une hausse de la consommation de carburant et une baisse de toutes les catégories d'accident, de leur gravité et en conséquence des victimes. Les effets sur toutes les catégories d'accidents révèlent une très forte sensibilité qui est aussi très significative du point de vue statistique.

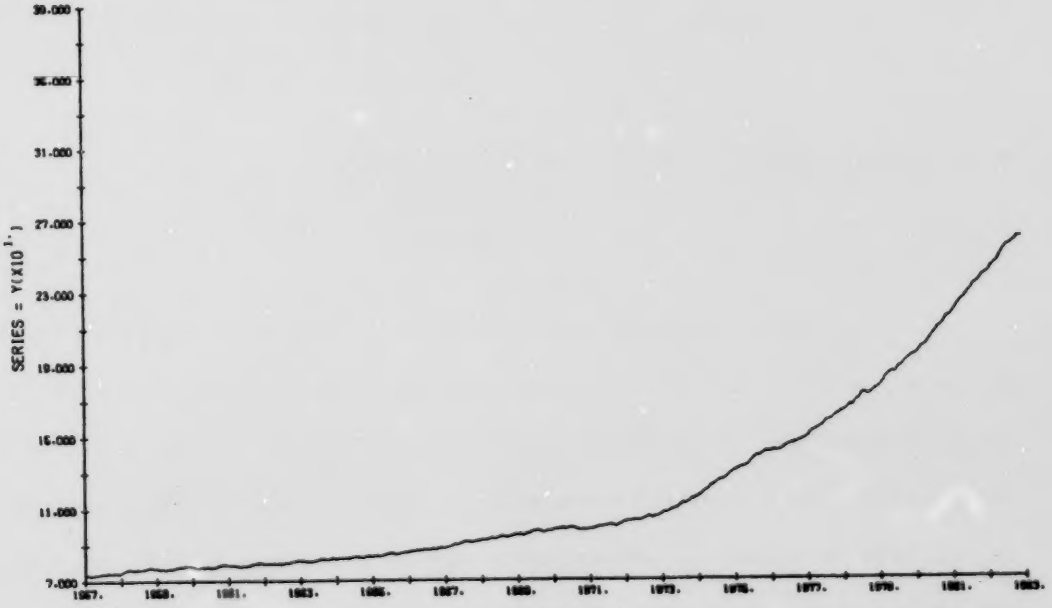
On s'attend à ce qu'une hausse des coûts d'entretien conduise à une substitution de carburant. Mais pourquoi une baisse si forte des accidents et de leur gravité ? Peut-être parce que des véhicules en moins bon état et plus anciens sont conduits avec plus de prudence par les conducteurs qui voient l'incertitude (le risque) des accidents graves augmenter et qui compensent, en réduisant et la probabilité et la gravité moyenne, ainsi que le prédit la théorie. L'augmentation du risque, sans déplacement de l'arbitrage perçu entre vitesse, probabilité et gravité d'accident, implique un passage du point 1 au point 2 sur la figure 5 du tableau 1. Nous négligeons l'effet indirect qui traduit seulement à notre avis le mauvais état d'entretien des moteurs et n'a pas de sens pour les accidents. Ces résultats ne sont pas sensiblement affectés par l'utilisation d'un modèle linéaire ou log-linéaire.



ENTRNMDC

COUT D'ENTRETIEN VEHIC. NET D ESS. ET ACHAT (1956=39.6)

(JAN 1957 - DEC 1982)



PCBNETT

IPC NET DU TR. PRIVE ET DU TR. EN COMMUN A MTL (1971=100)

(JAN 1957 - DEC 1982)

FAD822 et PCBNETT

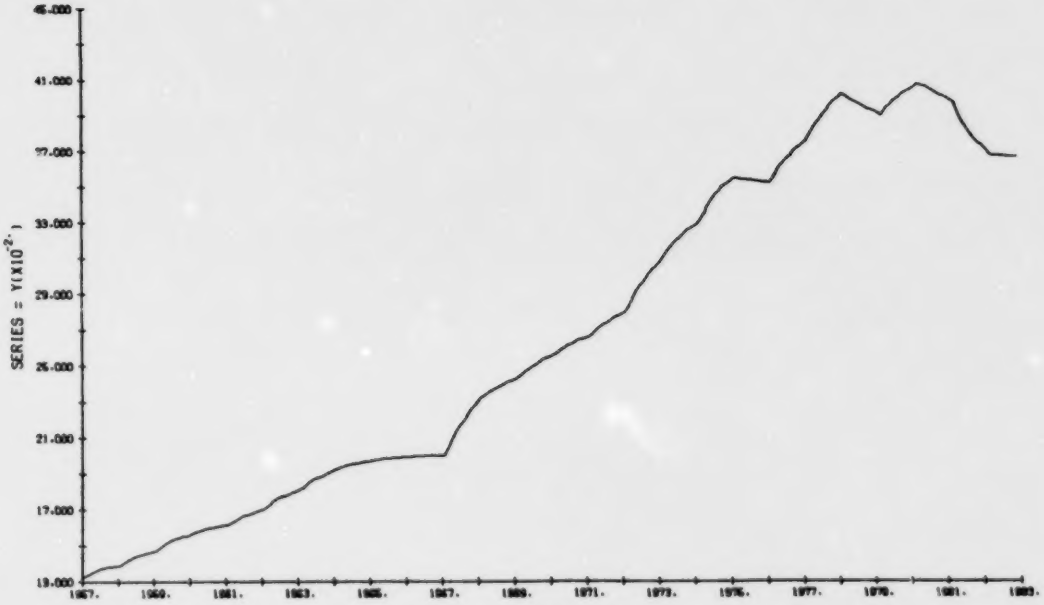
Le tarif du transport en commun à Montréal FAD822 nous semble avoir un effet trop élevé sur la demande de carburant. On peut comprendre que sa corrélation sans doute élevée avec les tarifs des autres entreprises de transport en commun en fasse un indice provincial; on peut aussi penser que l'effet sur la congestion peut être important, mais nous avons trouvé ailleurs, dans une étude plus fine sur Montréal jusqu'en 1971 (Gaudry, 1980) une élasticité de l'ordre de grandeur de 0,07 qui nous paraît plus vraisemblable. Allsop and Turner (1984) ont trouvé comme nous un impact significatif des hausses de tarif du transport public de Londres sur les accidents, surtout chez les automobilistes et les cyclistes.

Les autres biens, dont le coût, sur le graphique PCBNETT, a l'allure familière, sont des substituts à l'essence. Une hausse du coût de ces biens augmente donc légèrement le nombre des victimes par le jeu de l'élasticité indirecte.

- M = motorisation, quantité et caractéristiques

AUPPOP

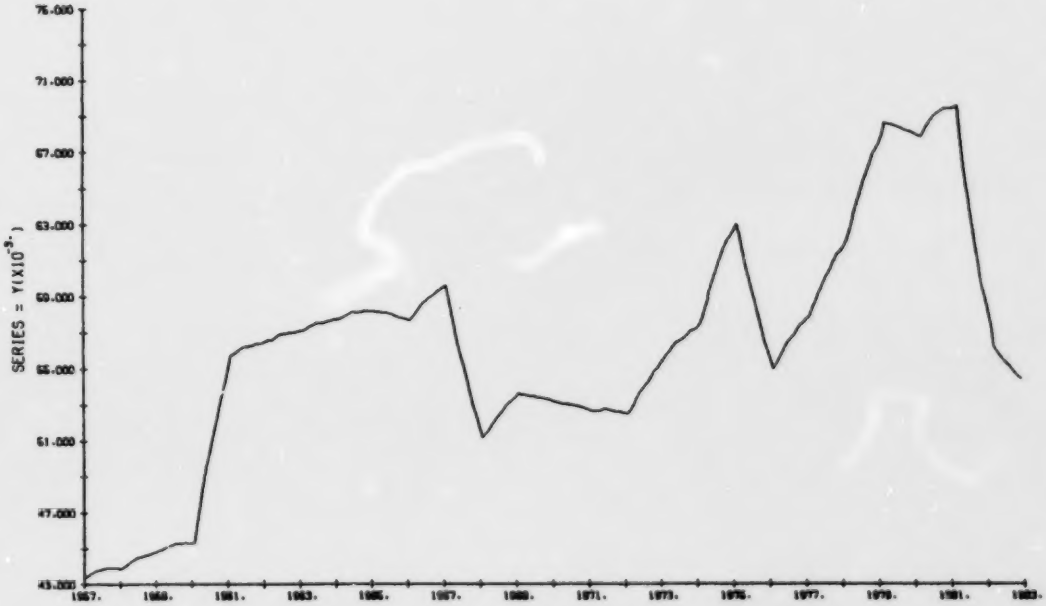
Le nombre d'automobiles par adulte a baissé de manière significative au Québec en 1977, en 1978-79 et en 1981-82. La tendance, qui était à la hausse pendant les 20 premières années de notre échantillon, est à la baisse depuis 1978. Nous chercherons à déceler certains des facteurs explicatifs de ces bris de tendance, identifiable sur le graphique AUPPOP, dans un modèle subsidiaire très simple dont les résultats seront présentés à l'annexe 2. L'élas-



AUPPOP

NOMBRE D'AUTOMOBILES PER CAPITA AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)



VUTCAPAD

VEHICULES UTILITAIRES A ESSENCE PAR ADULTE AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)

ticité de la demande d'essence à la disponibilité d'automobiles indiquée au tableau 9.3 est 0,26. Un modèle linéaire aurait donné 0,34 et un modèle log-linéaire 0,13. N'oublions pas que tous les résultats n'ont de sens que *toutes choses étant égales par ailleurs* : l'emploi, les prix, etc. Ce résultat signifie donc que, pour accomplir les mêmes activités de travail, magazinage, etc., les voitures particulières supplémentaires n'augmentent pas proportionnellement la demande de carburant. Comme nous avons tenu compte du taux d'efficacité énergétique du stock en utilisant un prix par km plutôt qu'un prix par litre, nous devons conclure que les voitures supplémentaires, en moyenne, sont moins utilisées que celles qui existent déjà. Sans doute une analyse plus fine qui distinguerait entre premières et deuxièmes voitures ferait-elle mieux comprendre le sens de cette élasticité.

TABLEAU 9.3 : Élasticités directes et indirectes,
M = motorisation, quantités et caractéristiques

M-Q * MOTORISATION -QUANTITE DE VEHICULES		GAR1	DICR1	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
AUTOMOBILES PER CAPITA	AUPPOP	.269 **		.234	.130	.158	.131	.211	.018	.203	.149	.333	.155
VEH.UTILITAIRES ESSENCE PAR ADULTE	VUTGAPAD	.127 **		.110	.061	.075	.062	.100	.009	.096	.070	.157	.073
VEH.UTILITAIRES DIESEL PAR ADULTE	VUTDIPAD		.315 *	.017	.010	.014	.010	.015	-.005	-.005	.005	.005	.005
MOTOC. ET CYCLOM. PAR ADULTE	MOCYPAD	-.000 *		-.000	-.000	-.000	-.000	-.000	-.000	-.000	-.000	-.000	-.000

M-C * MOTORISATION - CARACT.DES VEHICULES		GAR1	DICR1	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
PROPORTION DES PETITES VOITURES	PPAS	-.526 **		1.070 -.457 ***	.487 -.254 **	1.500 -.309 ***	.530 -.256	.953 -.413	.304 -.035 *	.830 -.396 **	.834 -.291	1.360 -.652	.852 -.304
PCT.VOIT.AVEC CEINTURE.BAUDRIER	DISCEIN	.181 ***	.265 **	.348 .146 ///	.222 .081 ///	.042 .101 *	.214 .082	.317 .132	.003 .006 *	-.225 .109 ***	.217 .088	-.011 .191	.209 .382

VUTGAPAD

La plupart des camions neufs fonctionnent à l'essence. Actuellement moins de 14% des nouveaux camions sont au diesel. On remarquera sur le graphique VUTGAPAD la sensibilité du stock de camions aux récessions de 1968, 1976 et 1981-82. Comme il y a 4,75 fois plus de voitures que de véhicules utilitaires, l'élasticité comparable à celle des voitures serait 0,60 et non pas 0,12. Les véhicules utilitaires supplémentaires sont donc 2 fois plus utilisés que les voitures supplémentaires, *ceteris paribus*.... En conséquence leur influence sur les accidents, leur gravité et les victimes est 2 fois celle des voitures *par véhicule*. Si nous avions choisi un modèle linéaire, nous aurions trouvé des influences identiques alors que le modèle log-linéaire aurait impliqué 8 fois plus d'accidents par véhicule.

VUTDIPAD

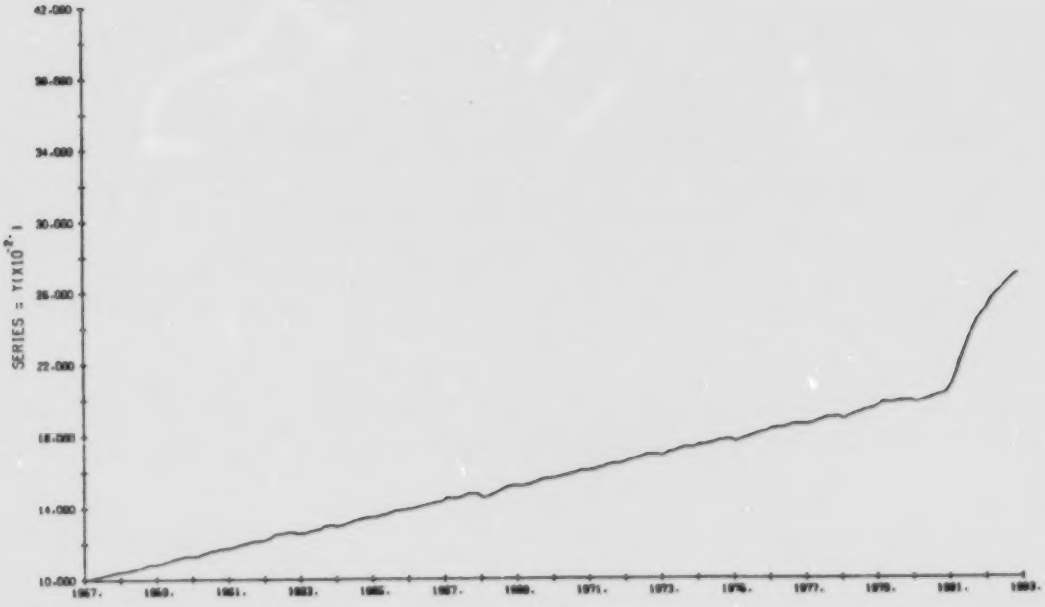
Les véhicules utilitaires fonctionnant au diesel, dont le graphique, qui n'est pas montré, ressemble énormément à celui de VUTGAPAD, causent à la demande de diesel des augmentations qui ne sont pas proportionnelles puisque l'élasticité est 0,315. Les calculs d'élasticités indirectes montrent que *par véhicule* (il y a 7,8 fois plus de véhicules utilitaires à l'essence), ils causent la moitié du nombre de blessés (0,005 × 7,828 = 0,039) et le quart du nombre de morts causés par les véhicules utilitaires à l'essence supplémentaires. Si on les compare aux voitures, ces proportions sont respectivement le quart et le huitième. Dans un modèle linéaire, les véhicules utilitaires au diesel causeraient plus de victimes que les véhicules utilitaires à l'essence; dans un modèle log-linéaire, les fractions seraient plus faibles encore que celles du modèle de référence.

MOCYPAD

Nos données sur le nombre de motocyclettes et cyclomoteurs ne sont pas très bonnes parce que le chiffre mensuel n'est pas disponible et nous avons dû utiliser des "plateaux" annuels séparés par des "fossés" de niveau nul l'hiver. Nos résultats suggèrent une baisse triviale de la consommation de carburant, comme si les voitures étaient moins utilisées lorsque les motocyclettes et cyclomoteurs sont utilisables. Nous avons aussi fait des essais en insérant cette variable quasi-qualitative dans les équations d'accident et de gravité, avec ou sans une variable auxiliaire pour représenter le port obligatoire du casque moto. Les résultats suggéraient une baisse des accidents, de leur gravité et des victimes lors d'une hausse de la disponibilité des motos et cyclomoteurs (leurs utilisateurs auraient-ils tué et blessé *davantage* de personnes s'ils avaient été en voiture ?) et une hausse importante du nombre de tués depuis le port obligatoire du casque moto. Nos données ne sont pas assez bonnes pour pouvoir retenir cette variante et accorder à ses résultats (qui ne sont pas montrés) beaucoup de crédibilité. Au total donc, nous n'avons pas réussi à incorporer de manière convaincante l'effet des motocyclettes et cyclomoteurs dans le modèle.

PPAS

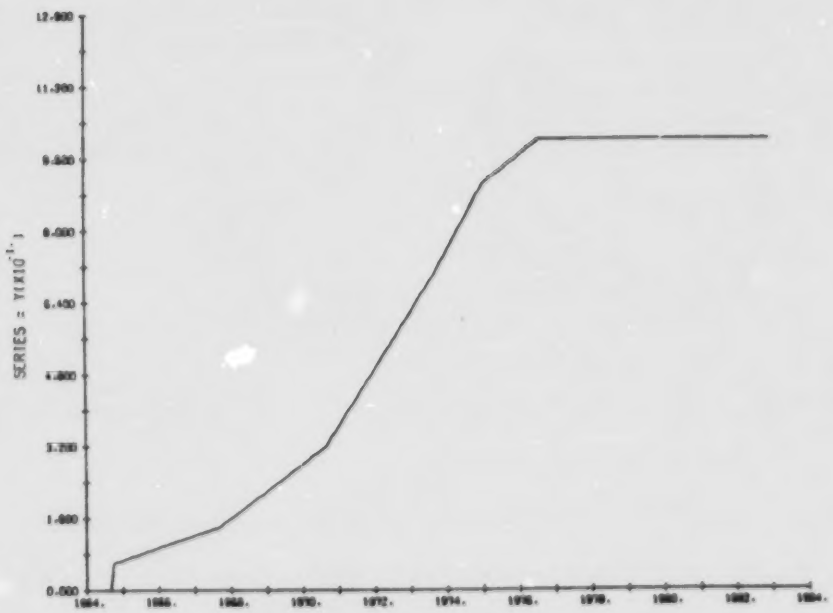
La proportion des petites voitures passe de 10 à un peu plus de 20% en 26 ans sur le graphique PPAS. On constatera au tableau 9.3 qu'une hausse de PPAS réduit la consommation d'essence (à prix par *kilomètre* donné...) et hausse toutes les catégories d'accidents, leur gravité et le nombre de victimes. La hausse des accidents mortels et de la mortalité sont particulièrement importantes et significatives du point de vue statistique.



PPAS

PROPORTION DES PETITES VOITURES AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)



DISCEIN

PROP. DES VOITURES AVEC CEINTURE, BAUDRIER AU QUEBEC

(JAN 1964 - DEC 1982)

Comment comprendre ce phénomène ? La force exercée sur un occupant du véhicule 1 lors d'un accident est proportionnelle à la décélération lors de l'impact et celle-ci, ΔV_1, peut être estimée à partir des masses en présence W_1 et W_2, de l'angle entre le vecteur de la vitesse après l'impact et la direction initiale du véhicule 1, α, et des vitesses respectives des véhicules, V_1 et V_2, suivant la formule de Carlson (1979)

$$\Delta V_1 = \frac{W_2}{W_1 + W_2} \sqrt{(V_1^2 + V_2^2 + 2 \cos \alpha)} \quad , \qquad \text{(R-10)}$$

où "l'effet de protection" offert par la structure d'un véhicule est représentée par son poids et les autres facteurs rendent compte de "l'effet d'hostilité". Il s'ensuit de (R-10) que ΔV dépend des poids *relatifs* des véhicules, mais aussi que le véhicule léger reçoit la plus grande partie de l'effet dû à la vitesse *indépendamment des vitesses relatives des véhicules*. Il est donc impossible de réduire par une vitesse plus basse la gravité anticipée et le risque de gravité relatifs des petites voitures; en moyenne, on s'attend à plus de victimes qu'avec les grosses si 15% seulement des voitures en circulation sont petites. Ces résultats* sont compatibles avec ceux de Moffet et Groleau (1982) sur un échantillon québécois d'accidents impliquant plus d'un véhicule; ils ont trouvé que la gravité des accidents, mesurée par le nombre de morts par occupant diminuait avec le poids des voitures accidentées.

Notons que l'élasticité de la demande d'essence suggère que les petites voitures ajoutées au parc automobile roulent 2 fois moins que les grosses voitures. Les élasticités indirectes sont donc importantes et négatives mais au total, malgré cet élément modérateur, une hausse de la proportion de

---

* Ajoutons que les plus petites voitures coûtent plus cher à assurer par dollar que les voitures plus grosses.

petites voitures de 10% augmente les blessés de 5,2% et les morts de 7,1%. Ces effets auraient été du même ordre de grandeur avec un modèle linéaire ou un modèle log-linéaire. A cause de la forte non linéarité de (R-10), on s'attend à ce que ces effets diminuent à mesure qu'augmente la proportion de petites voitures, et que ceux qui les conduisent deviennent plus représentatifs de l'ensemble des conducteurs, s'ils ne le sont pas déjà.

DISCEIN

La disponibilité de la ceinture et du baudrier, illustrée au graphique DISCEIN, augmente la consommation des carburants, toutes les catégories d'accidents, la morbidité et le nombre total de victimes : seule la mortalité et le nombre de morts diminuent légèrement; si on calculait les élasticités directes des victimes en 1982 au lieu d'utiliser tout l'échantillon, on obtiendrait 0,46 pour les blessés et -0,19 pour les morts. Ces chiffres sont compatibles avec ceux de Peltzman (1975) qui a calculé qu'au Canada les voitures équipées de "systèmes de sécurité" avaient 25% plus d'accidents que les voitures de même modèle et année sans cet équipement. Quand on ajoute à ces effets directs les effets indirects, on obtient une hausse des blessés et des morts à cause de l'effet positif de la ceinture sur la consommation d'essence. Cet effet peut provenir d'un kilométrage et d'une vitesse plus élevée. Les effets totaux obtenus avec un modèle linéaire ou log-linéaire sont identiques.

Dans son analyse de l'effet des équipements de sécurité, Peltzman avait aussi obtenu pour les Etats-Unis les résultats suivants : (a) le nombre de morts par mile a augmenté légèrement après leur implantation et la proportion des tués qui étaient des piétons a augmenté à l'avantage des occupants des véhicules; (b) le nombre de blessés et d'accidents avec dommages matériels par mille ont augmenté, le deuxième surtout. Nos résultats vont dans le même sens. Peltzman tient compte de la vitesse mais pas du kilométrage. Nos résultats tiennent compte d'un mélange kilométrage + vitesse (l'effet sur la consommation d'essence) et il n'est pas alors surprenant de trouver des résultats identiques pour les accidents matériels et légèrement plus marqués (dans le sens d'une hausse nette) pour les deux catégories de victimes.

Une baisse de la gravité perçue des accidents conduit donc à une hausse de leur nombre, exactement comme au graphique 1.a du tableau 1 : si on examine les élasticités totales (directes + indirectes) en 1982 plutôt que sur l'échantillon entier, on obtient pour MBC 0,01 et pour MTC -0,33 (au lieu de 0,01 et 0,05 au tableau 9.3).

• N-L = réseaux - lois, réglementation, police

Dans cette étude, les variables auxiliaires (dont les noms de code sont soulignés deux fois) ont par hypothèse un effet uniforme dans le temps. Il faudrait faire d'autres travaux pour évaluer l'évolution des effets dans le temps et raffiner leur profil à l'aide d'informations supplémentaires ou d'hypothèses spécifiques.

LVCEI

Les effets de la loi sur le port obligatoire de la ceinture et de la loi sur la baisse des limites de vitesse, introduites à 15 jours d'intervalle en août 1976, ne peuvent être évaluées séparément.

Nous trouvons, au tableau 9.4.A., une hausse significative de la consommation de carburant diesel, une hausse des accidents matériels et une baisse des accidents corporels dont la gravité n'augmente pas assez pour faire augmenter le nombre de blessés et de morts. La hausse des ventes de diesel surprend, ainsi que la baisse assez faible du nombre des victimes (4,8%). Un modèle linéaire aurait donné une baisse directe de 8,3% et un modèle log-linéaire une baisse de 4,4%.

Si la hausse des ventes de diesel n'est pas le résultat d'une corrélation trompeuse, c'est-à-dire d'une autre variable inconnue (activité des grands chantiers de la Baie James mal reflétée dans notre indice TRGEN du tableau 4 ?), elle peut refléter en partie l'effet de l'interaction entre les voitures et les camions : si les voitures roulent moins ou moins vite (comme l'indique la baisse de la consommation d'essence), les camions lourds peuvent alors rouler plus vite en moyenne en rase campagne; en ville ils peuvent rouler trop lentement pour être efficaces. Nous négligeons les élasticités indirectes (dont l'effet est très faible) à cause du caractère incertain de ce résultat.

TABLEAU 9.4 : Élasticités directes et indirectes,
N-L = réseaux - lois, réglementation, police

A. Modèle de référence

N-L * RESEAUX -LOIS,REGLEMENTATION,POLICE		GAR1	DICR1	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
LIM.VITESSE+PORT CEINT.01-15/08/76	LVCEI	-.003	.224	.055	-.057	-.046	-.056	.020	.008	.028	-.049	-.029	-.048
	*****	*	**	.009 **	.005 **	.009 *	.006	.008	-.004 *	-.006 *	.002	-.001	.002
LOI SUR IVRESSOMETRE(0.08) 01/12/69	POBPC	.003	.046	.012	-.023	-.009	-.022	.006	-.010	.029	-.032	.007	-.031
	*****	*	*	.005 *	.003 *	.004 *	.003	.006	-.000 *	.002 *	.003	.005	.003
REGIME DES POINTS DE DEMER.01/03/73	PTDEM	-.006	.159	-.250	-.093	-.095	-.093	-.216	-.018	.074	-.109	-.019	-.105
	*****	*	**	.003 ///	.002 **	.004 **	.002	.003	-.003 *	-.007 *	-.001	-.005	-.001
NOUVEAU CODE DE LA ROUTE 01/04/82	NCROUT04	-.052	-.162	-.137	-.183	-.049	-.177	-.146	-.030	.112	-.207	-.065	-.202
	********	**	**	-.054 **	-.030 ///	-.038 *	-.030	-.049	-.001 **	-.036 **	-.031	-.067	-.033
SURVEILLANCE POLICIERE SQ ET CUN	SURPOL	-.154	-.102	.208	.173	-.397	.149	.193	.033	-.465	.182	-.316	.165
		///	*	-.139 **	-.077 **	-.096 ***	-.078	-.126	-.009 *	-.114 **	-.087	-.193	-.091
GREVES POLICE SQ ET CUN	GRPOL	-.001	-.021	-.017	.009	-.005	.009	-.011	.006	.020	.014	.029	.015
	*****	*	*	-.002 *	-.001 *	-.002 *	-.001	-.002	.000 *	-.000 *	-.001	-.002	-.001

B. Variante : désagrégation de la surveillance policière

N-L * RESEAUX -LOIS,REGLEMENTATION,POLICE		GAR1	DICR1	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
LIM.VITESSE+PORT CEINT.01-15/08/76	LVCEI	-.006	.230	.055	-.075	-.106	-.077	.027	.003	-.005	-.073	-.002	-.074
	*****	*	***	.009 **	.005 ***	.007 **	.005	.007	-.004 *	-.006 *	.002	-.000	.002
LOI SUR IVRESSOMETRE(0.08) 01/12/69	POBPC	.007	.035	.025	.002	.003	.004	.020	-.008	.052	-.003	.056	-.001
	*****	*	*	.009 *	.005 *	.007 *	.005	.007	-.000 *	.006 *	.005	.011	.005
REGIME DES POINTS DE DEMER.01/03/73	PTDEM	-.001	.186	-.246	-.081	-.052	-.080	-.210	-.013	.079	-.093	-.001	-.090
	*****	*	**	.008 ///	.006 **	.007 *	.006	.007	-.002 *	-.001 **	.003	.004	.003
NOUVEAU CODE DE LA ROUTE 01/04/82	NCROUT04	-.050	-.163	-.135	-.177	-.090	-.172	-.143	-.029	.131	-.200	-.040	-.195
	********	**	**	-.051 **	-.031 ///	-.044 *	-.031	-.048	-.001 *	-.044 **	-.032	-.075	-.034
SURVEILLANCE SURETE DU QUEBEC	SURSQ	-.069	.117	.001	-.183	-.584	-.200	-.043	-.035	-.323	-.235	-.523	-.245
		*	*	-.051 *	-.030 **	-.043 ///	-.030	-.047	-.007 *	-.061 **	-.037	-.091	-.039
GREVES SURETE DU QUEBEC	GRSQ	-.004	-.083	-.057	.018	-.013	.017	-.041	.015	.063	.032	.080	.033
	*****	*	*	-.006 *	-.004 *	-.006 *	-.004	-.006	.000 *	-.004 *	-.004	-.008	-.004
SURVEILLANCE POLICE COMM.URB.MTL	SURCUN	-.136	-.082	.201	.154	-.445	.129	.185	.028	-.424	.157	-.295	.142
		///	*	-.119 **	-.071 ***	-.102 ///	-.072	-.109	-.009 *	-.120 ***	-.081	-.192	-.084
GREVES POLICE COMM.URB.MTL	GRPCUN	.001	-.021	.046	.024	.041	.025	.042	-.003	-.014	.022	.011	.022
	******	*	*	-.000 *	-.000 *	-.000 *	-.000	-.000	.000 *	.001 *	.000	.001	.000

La substitution d'accidents matériels à des accidents corporels, et la hausse de la gravité moyenne des accidents sont des effets compatibles avec nos anticipations sur les effets de ces deux mesures prises ensemble. La réduction des limites de vitesse hausse le prix de la vitesse : on s'attend alors à une hausse du nombre d'accidents et une baisse de la gravité (passage du point 1 au point 2 sur la figure 1.a du tableau 1). Simultanément,

le port obligatoire de la ceinture baisse le prix du port du baudrier (hausse les pénalités de ne pas le porter), ce qui conduit à l'effet contraire. Les deux mesures réduisent le risque (la variance de la gravité) et incitent à augmenter la probabilité d'accident et la gravité moyenne des accidents. Nous observons donc un effet net qui est plus faible que ce que l'intuition première suggèrerait peut-être.

A la suite d'une "analyse d'interventions" sur les mêmes données, Chenail (1984) conclut à des baisses du nombre de blessés d'à peu près 13% et du nombre de morts d'à peu près 25% de 1976 à la fin de 1979. Comme la méthode utilisée ne tient pas compte des autres facteurs qui ont pu contribuer à cette baisse (la baisse de l'accessibilité de l'automobile, la hausse énorme du prix des carburants et de l'entretien des véhicules) ou aller dans le sens contraire (la loi de l'assurance automobile du ler mars 1978), les résultats plus élevés sont compatibles avec les nôtres puisqu'ils mesurent un effet net de tous les changements. En Ontario, où une combinaison de lois semblables a été implantée en janvier 1976, l'effet net calculé par Abraham (1983) de 1976 à la fin de 1980 était 19 morts par mois, sur 108 par mois avant l'intervention; Abraham n'a pas estimé d'effet net sur les blessés. En France, l'imposition simultanée du port obligatoire de la ceinture en rase campagne et de limites de vitesse en 1973 semble avoir créé un renversement de la tendance à la hausse du nombre de blessés et de morts (Vallin et Chenais, 1975).

Les résultats trouvés lors d'analyses de l'une *ou* l'autre des mesures implantées varient considérablement. Dans leur excellente analyse de l'impact des limitations de vitesse au Texas, Wiorkowski et Keckard (1977) obtiennent une baisse du millage et des morts par mille, une hausse du nombre d'accidents non mortels et mortels par mille et du nombre de blessés par mille; par contre, la gravité, mesurée par le nombre de morts par blessé, n'a pas changé! Les études d'implantation du port obligatoire de la ceinture suggèrent une baisse de 46% du nombre des morts au Queensland (Bhattacharyya and Layton, 1979) et une hausse de 15% en Nouvelle Zélande (Palmer and Toomath, 1974).

P∅8PC

Nous mesurons l'effet de la loi sur l'ivressomètre de 2 façons: (i) par son effet sur la consommation totale d'alcool qui a une influence directe et indirecte sur les accidents; (ii) par l'effet résiduel qui peut demeurer, compte tenu de la consommation d'alcool (ou pour corriger une hétérogénéité dans la série sur la consommation d'alcool introduire par cette loi et qui est mesuré par la variable P∅8PC au tableau 9.4.

(i) On peut constater au tableau A.2 des modèles subsidiaires que la loi sur l'ivressomètre a *augmenté* la consommation d'alcool de 4%. Cet effet est possible si la publicité sur le niveau admissible ou "sûr" de consommation encourage un très grand nombre de gens à consommer davantage; si cet effet est important, il peut facilement compenser les baisses hypothétiques de consommation des "gros buveurs" qui représentent une très faible proportion de la population.

Comme on peut le constater au tableau 5 et comme nous le discuterons plus en détails lors de nos commentaires des tableaux 9.10.A et 9.10.C, une hausse de la consommation *globale* d'alcool réduit le nombre de morts et augmente le nombre de blessés; si on tient compte des effets indirects, le nombre de blessés n'est pas affecté au total par la consommation d'alcool; le nombre de morts baisse davantage. Cet effet est possible si la consommation d'alcool en petites quantités réduit un peu la probabilité d'accident chez un très grand nombre de gens et l'augmente beaucoup chez un très faible nombre; il est possible si en moyenne les gens "surcompensent".

Le produit de ces deux effets est donc :

	Effet alcool	HT			DE		
	Direct	(0,04) × (0,013)	=	0,00052	(0,04) × (-0,416)	=	-0,01664
	Indirect	(0,04) × (-0,014)	=	-0,00056	(0,04) × (0,028)	=	-0,00112
T-1 :	Total			-0,00004			-0,01776

(ii) Compte tenu de cet effet par la consommation moyenne d'alcool, la loi semble avoir un effet résiduel *supplémentaire* de hausse du nombre de morts et de réduction du nombre de blessés. Le hausse de la consommation d'alcool induite par la loi doit donc être corrigée. Cette correction est :

	Effet résiduel	HT	DE
	Direct	-0,032	0,007
	Indirect	0,003	0,005
T-2 :	Total	-0,029	0,012

Le fait que cette correction, pas très significative, doive être faite suggère que la loi a changé les habitudes de consommation de l'alcool. Interprétés à la lumière des résultats sur la variable de consommation d'alcool, les signes des élasticités directes de la variable résiduelle PØ8PC signifient que les gens qui boivent davantage (voir modèle subsidiaire de PRALT au tableau A.2) en moyenne (ce qui réduit le nombre de morts et hausse le nombre de blessés) ne boivent pas les quantités supplémentaires de la même façon que celle qui accompagne la hausse tendancielle de la consommation : les nouveaux buveurs qui boivent la quantité "sûre" d'alcool pour conduire boivent plus que les nouveaux buveurs de la tendance et cela augmente le nombre de morts et réduit le nombre de blessés. Relativement à la tendance, il y a un léger déplacement au delà de 30 mg dans le graphique "Indice de probabilités d'accidents suivant le taux d'alcool dans le sang du conducteur" de la section Y-E.

L'effet total de la loi sur l'ivressomètre, obtenu en faisant la somme de T-1 et T-2, est une baisse du nombre des blessés de 2,9% et une baisse à peine perceptible du nombre des morts de 0,5%. Ces résultats sont parfaitement compatibles avec la conclusion de Carr et al., (1976) selon lesquels la loi sur l'ivressomètre du 1er décembre 1969 n'a eu au Canada aucun effet sur les accidents mortels, conclusion fondée en partie sur l'observation que les taux d'alcoolémie des conducteurs ayant trouvé la mort dans un accident en 1970 étaient comparables à ceux de 1969.

PTDEM

Le régime des points de démérite du ler mars 1973 a eu les effets suivants :

- légère diminution de la consommation d'essence mais hausse importante de la consommation de diesel. Cette hausse, comme celle qui a été causée par les limites de vitesse, est peut-être due à l'interaction entre les voitures et les camions lourds : des réductions de la vitesse des camions lourds en zone urbaine et une hausse en rase campagne ?
- une réduction de toutes les catégories d'accidents, de gravité (sauf la mortalité) et des victimes mais plus des blessés (-10,9%) que des morts (-1,9%); les effets indirects augmentent légèrement les valeurs à 11% et 2,4%. Un modèle linéaire aurait conclu à une hausse "directe" du nombre de morts et un modèle log-linéaire à une réduction de 10% des deux catégories de victimes.

NCROUT04

Le nouveau code de la route du ler avril 1982 a

- réduit de manière importante la consommation de carburant : 5,2% et 16,2% pour l'essence et le diesel, respectivement;
- réduit toutes les catégories d'accidents, de gravité (excepté la mortalité) et le nombre des victimes. La hausse de la mortalité due au régime des points de démérite et au nouveau code de la route suggère que les consommateurs qui réduisent la probabilité d'accident et l'espérance de gravité décident, à cause de la baisse du risque (variance de la gravité) de prendre plus de risques ce qui cause des accidents plus graves, mais pas en assez grand nombre pour que le nombre de morts augmente.

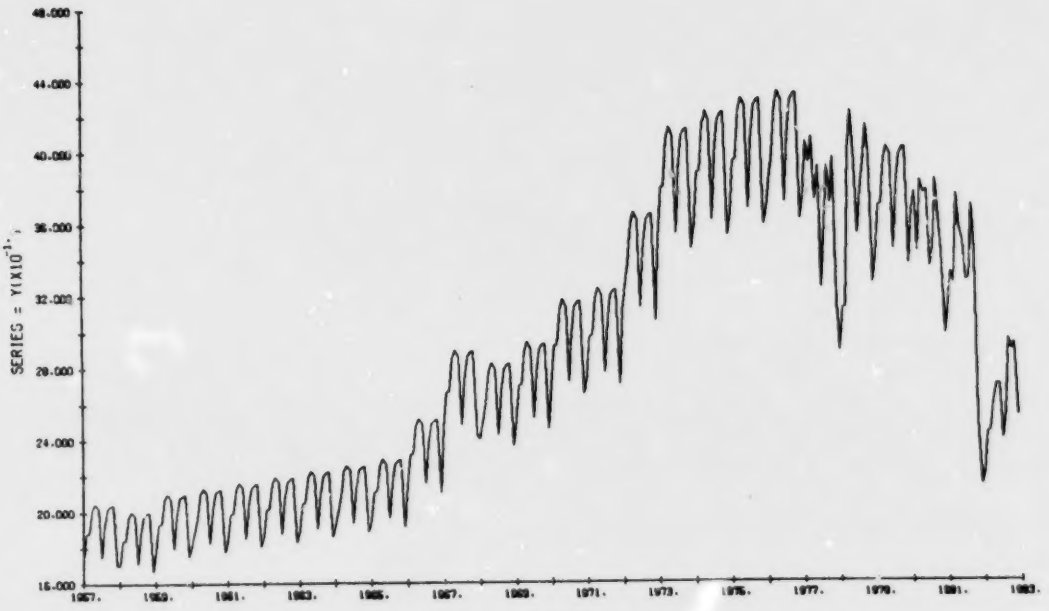
La somme des effets directs et indirects du nouveau code de la route indique une baisse du nombre de blessés de 23,8% et du nombre de morts de 13,2%. Les chiffres correspondants pour le modèle linéaire seraient 26,2% et 20,0%; pour le modèle log-linéaire, 22,1% et 1,1%.

SURPOL et GRPOL

L'indice de surveillance policière SURPOL est une agrégation des indices de surveillance de la Sûreté du Québec SURSQ* et de la police de la Communauté Urbaine de Montréal SURCUM. On voit bien sur le graphique SURSQ l'effet progressif du jumelage des patrouilles (2 policiers par voiture, 2 relèves sur 3) en 1977 et les autres réductions de service à la suite des coupes budgétaires de novembre 1981. Sur le graphique SURCUM, on voit la réduction de service d'à peu près 10% causée par l'intégration des 28 corps policiers des municipalités de l'Ile de Montréal à celui de la Ville de Montréal au début de 1972 ainsi que l'impact des coupes budgétaires récentes. Dans certains cas, on peut détecter l'effet de grèves. Nos indices de grèves sont des indices résiduels qui mesurent, s'il en reste, des effets en sus de ceux causés par la réduction de service ou des effets de nature différente de celle-ci. L'indice agrégé représente donc à peu près les deux tiers des services policiers au Québec; dans la mesure où les services des autres corps policiers sont corrélés avec lui, son coefficient (ou ceux des indices utilisés séparément) en tient compte.

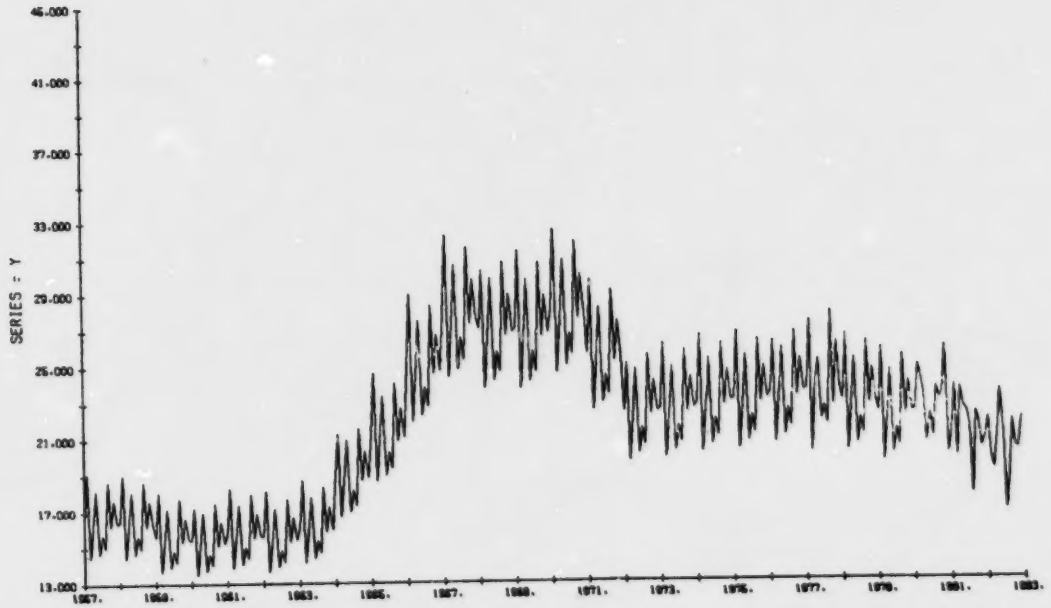
---

* L'indice, qui représente une fréquence de passage en un point aléatoire du réseau, ne tient pas compte de l'implantation du radar bidirectionnel ou d'un impact différent par kilomètre parcouru associé aux patrouilles statiques. On pourrait envisager de l'améliorer.



SURSQ

SURVEILLANCE PAR LA SURETE DU QUEBEC (PASSAGES/JOUR)
(JAN 1957 - DEC 1982)



SURCUM

SURVEILLANCE PAR LA POLICE DE LA CUM (PASSAGES/JOUR)
(JAN 1957 - DEC 1982)

On constatera, à la lecture des élasticités directes au tableau 9.4.A, que la surveillance policière

- réduit la consommation de carburant, surtout des voitures; Hauer (1982) a montré que la surveillance réduisait la vitesse moyenne et sa variance ....;
- réduit les accidents mortels, la mortalité et le nombre de morts de manière importante et significative du point de vue statistique mais augmente les autres catégories d'accidents, la morbidité et le nombre des blessés;
- à cause de l'importance relative des composantes, la surveillance hausse le nombre total d'accidents et de victimes. Ce résultat signifie que les consommateurs substituent des accidents plus nombreux et moins graves à des accidents moins nombreux et plus graves;
- les effets indirects conduisent à une élasticité totale de 0,09 pour les blessés et -0,50 pour les morts. Les valeurs correspondantes dans un modèle linéaire sont 0,16 et -0,45; dans un modèle log-linéaire, 0,12 et -0,44.

La variable résiduelle de grève GRPOL suggère un effet par jour de grève de 1,4% de plus de blessés et 2,9% de plus de morts que ce que la baisse moyenne de service durant le mois concerné explique.

La désagrégation de l'indice agrégé en indice désagrégé au tableau 9.4.B suggère les différences suivantes par rapport à ceux de l'indice agrégé :

- la surveillance de la Sûreté du Québec augmente la consommation de carburant diesel, réduit les accidents non mortels et la morbidité des accidents : c'est en effet dans la Communauté Urbaine qu'une surveillance policière plus élevée augmente le nombre des blessés et la morbidité, effets qui dominent dans l'indice agrégé;
- la sensibilité totale du nombre de morts est plus élevée par rapport à la surveillance de la Sûreté du Québec (-0,61) que par rapport à celle de la police de la C.U.M. (-0,48); si on suppose que les "populations" dont elles sont respectivement responsables sont du même ordre de grandeur, on comprend qu'il y aurait plus d'effets, par heure de tournée supplémentaire, à augmenter le service de la Sûreté du Québec que celui de la Communauté Urbaine de Montréal;
- les effets résiduels des grèves sont différents : le nombre de morts est plus sensible aux effets supplémentaires des grèves de la Sûreté du Québec qu'à ceux de la Communauté Urbaine de Montréal; c'est la hausse de la gravité qui est responsable de cet état de choses, pas le nombre d'accidents mortels : il diminue dans le premier cas et augmente dans le second.

• N-T = réseaux - temps de transport, service

Limitons-nous aux commentaires suivants sur le tableau 9.5 :

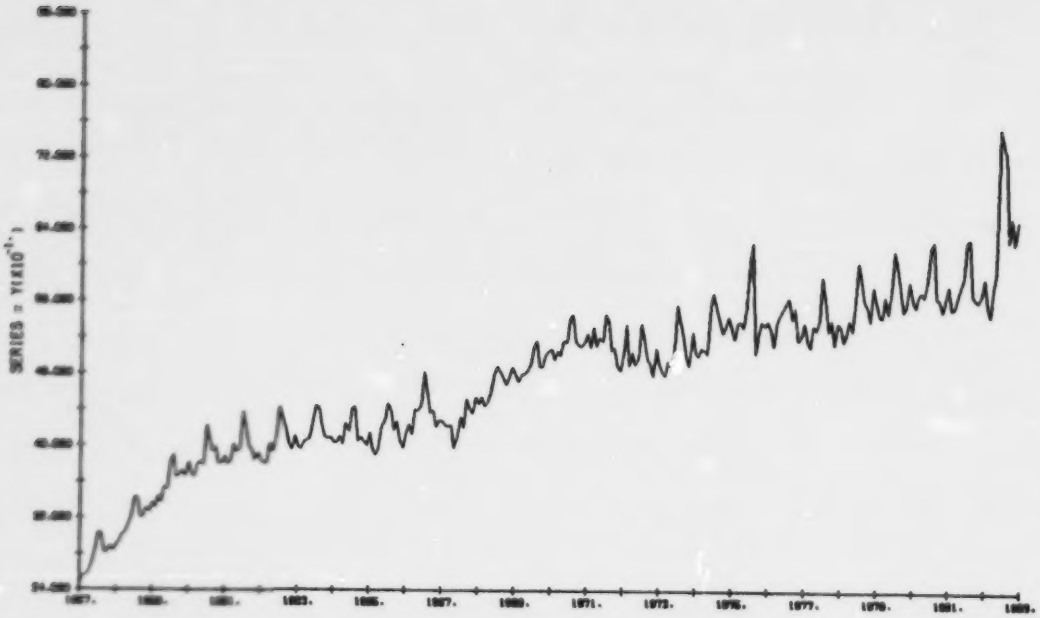
- l'élasticité de la consommation d'essence au temps d'attente des véhicules de la C.T.C.U.M. illustré au graphique TW822 est 0,21, ce qui est trop élevé, nous avons trouvé ailleurs (Gaudry, 1980) des élasticités calculées plus finement avec des données montréalaises. Les effets indirects sur les accidents, leur gravité et les victimes souffrent donc des mêmes défauts que ceux dont souffrait l'élasticité-prix plus haut;

- on peut détecter l'effet des grèves sur la consommation d'essence et sur celle de diesel;

- les grèves complètes de la C.T.C.U.M. exceptées, l'effet direct des autres grèves (partielles de la C.T.C.U.M.; de la C.T.C.U.Q. et celles de Voyageur) est de réduire les accidents corporels et leur gravité (avec une exception à Québec, pour la morbidité) et le nombre de blessés et de morts; les effets indirects sont imperceptibles, excepté ceux des grèves partielles de la C.T.C.U.M. qui sont plus importants que ses effets directs. Au total, les grèves de la C.T.C.U.M. augmentent les victimes; les grèves de la C.T.C.U.Q. et de Voyageur les réduisent, surtout pour le nombre de morts.

TABLEAU 9.5 : Élasticités directes et indirectes,
N-T = réseaux - temps de transport, service

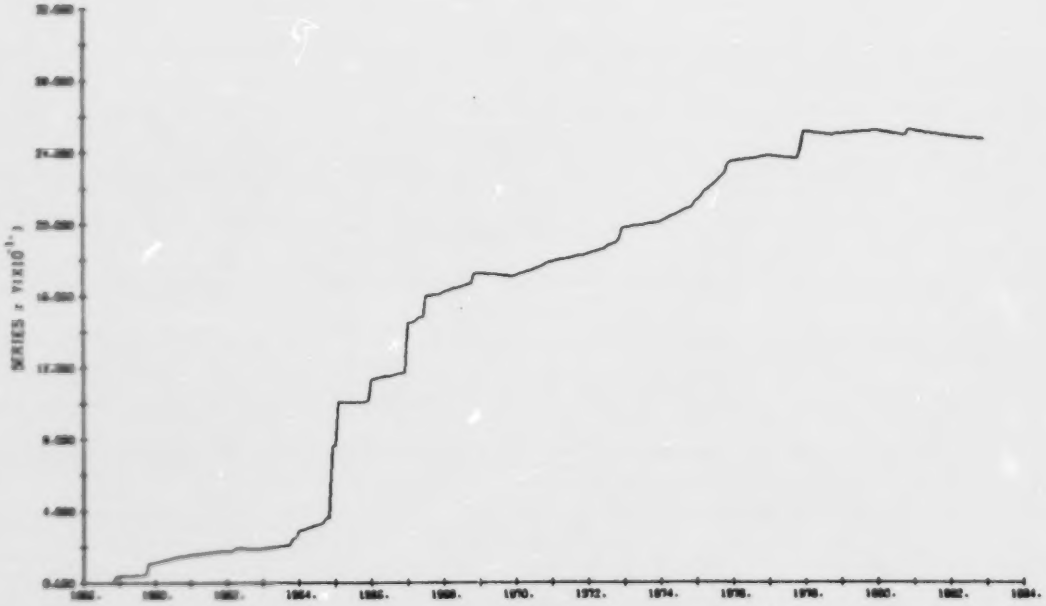
N-T = RESEAUX -TEMPS DE TRANSPORT,SERVICE		GARI	DICRI	NA	NH	NO	COR	ACC	MBC	MTC	HY	DI	VI
TEMPS ATTENTE CTCUM	TW822	.213 ***		.186	.103	.128	.104	.187	.014	.160	.118	.284	.123
GREVES COMPLETES CTCUM	STR813	.012 **	.048 *	.009 .013 *	.029 .007 **	.051 .009 **	.029 .007	.014 .012	-.007 .000 *	.007 .008 *	.022 .008	.035 .016	.023 .008
GREVES PARTIELLES CTCUM	STRP	.046 ***	.092 **	.040 .042 *	-.006 .024 *	-.044 .028 *	-.008 .024	.029 .038	-.002 .002 *	-.127 .032 **	-.010 .026	-.134 .065	-.014 .027
GREVES COMPLETES CTCUQ	STRCUQ	.003 *	-.027 *	-.033 .001 **	-.023 .001 **	-.073 .001 **	-.034 .001	-.033 .001	.011 .001 *	-.054 .003 **	-.024 .001	-.089 .004	-.026 .001
GREVES COMPLETES VOYAGEUR	GRVOY	.004 *	-.069 **	-.031 .001 *	.009 .000 *	-.013 .001 *	-.009 .000	-.024 .000	-.019 .001 *	-.033 .004 *	-.019 .001	-.023 .003	-.010 .001



TW822

TEMPS D'ATTENTE DES VEHICULES DE LA CTCUM (MINUTES)

(JAN 1957 - DEC 1982)



AUTPPKR

AUTOROUTES PROVINCIALES PAR 100 KM DE ROUTES PROVINCIALES

(JAN 1958 - DEC 1982)

· N-I = réseaux - infrastructure, climat

On peut faire au sujet du tableau 9.6.A les commentaires suivants :

- la variable AUTPKRP représente la proportion des autoroutes de la région de Montréal du total des routes provinciales; on remarque que les effets sur les carburants vont dans des directions contraires (hausse de l'essence, baisse du diesel), que les autoroutes augmentent les accidents mortels mais réduisent toutes les autres catégories d'accidents, la gravité des accidents et le nombre des victimes de toutes catégories; il y a plus d'accidents mortels mais ils sont suffisamment moins graves pour que le nombre des morts diminue;

- l'utilisation de la proportion provinciale des autoroutes, qu'on peut voir au graphique AUTPPKR, et dont les résultats sont au tableau 9.6.B, suggère que, globalement, les autoroutes haussent la consommation de tous les carburants; les effets déjà notés sur les accidents, leur gravité et les victimes se confirment : la réduction de la probabilité d'accident associée aux autoroutes conduirait à une hausse de la gravité si on passait du point 4 au point 3 de la figure 4 du tableau 1; puisque la gravité moyenne diminue, il faut comprendre que la hausse perçue de la variance de la gravité pousse le consommateur à passer du point 4 au point 5 où la vitesse est plus élevée qu'au point 4 (la vitesse v* est réalisable au point 4 ou au point 4*) mais la variance de la gravité plus faible. Au point 4* le consommateur irait à la même vitesse qu'auparavant en 4 : il sacrifie donc une partie du gain de sécurité pour gagner du temps.

TABLEAU 9.6 : Élasticités directes et indirectes, N-I = réseaux - infrastructure, climat

A. Modèle de référence

N-I • RESEAUX - INFRASTRUCTURE,CLIMAT		GAR1	DICR1	MA	NM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
AUTOR. MTL PAR KM ROUTE PROV.	AUTPKRP	.077	-.139	-.409	-.038	.049	-.032	-.327	-.072	-.096	-.103	-.127	-.104
		**	*	.059	.033	.039	.033	.054	.007	.060	.040	.093	.042
				///	*	*			**	*			
GREVES ENTRETIEN RUES HIVER MTL	GRMUHH	.020	.025	-.005	.052	-.037	.048	.007	.004	-.021	.052	.027	.051
	------	*	*	.019	.010	.013	.010	.017	.001	.014	.011	.025	.012
				*	**	*			*	*			
TROP CHAUD OU FROID PAR RAPP.A SEPT	TLK822	.023	.016	.184	.027	-.148	.020	.148	.022	-.070	.042	-.080	.039
		***	*	.021	.011	.014	.012	.019	.001	.017	.013	.028	.013
				///	*	///			***	***			
PLUIE PAR JOUR A DORVAL	RFK822	-.008	.012	.034	.000	-.000	.000	.026	.009	-.000	.009	.000	.009
		**	*	-.007	-.004	-.004	-.004	-.006	-.001	-.006	-.004	-.010	-.005
				///	*	*			**	*			
NEIGE PAR JOUR A DORVAL	SFK822	.004	-.012	.038	.004	.020	.005	.030	-.000	-.012	.004	-.007	.004
		**	**	.003	.002	.002	.002	.002	.000	.003	.002	.005	.002
				///	*	**			*	*			
ACCUMULATION DE NEIGE A DORVAL	CSFMR822	-.016	.058	.025	-.023	-.109	-.027	.014	.003	-.006	-.024	-.033	-.024
		***	///	-.010	-.006	-.006	-.006	-.009	-.002	-.013	-.008	-.018	-.008
				***	**	///			*	*			

B. Variante : autoroutes provinciales

N-I • RESEAUX - INFRASTRUCTURE,CLIMAT		GAR1	DICR1	MA	NM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
AUTOR. PROV. PAR KM. DE ROUTE PROV.	AUTPPKR	.095	.099	-.280	-.020	.025	-.018	-.223	-.090	-.216	-.109	-.233	-.113
		**	*	.089	.048	.059	.049	.079	.007	.080	.056	.129	.058
				**	*	*			**	**			
GREVES ENTRETIEN RUES HIVER MTL	GRMUHH	.021	.030	-.001	.052	-.036	.048	.010	.003	-.024	.051	.025	.050
	------	*	*	.020	.011	.013	.011	.018	.001	.017	.012	.028	.013
				*	*	*			*	*			
TROP CHAUD OU FROID PAR RAPP.A SEPT	TLK822	.022	.007	.177	.027	-.148	.019	.143	.022	-.066	.041	-.047	.038
		***	*	.019	.011	.013	.011	.017	.002	.019	.013	.030	.013
				///	*	///			***	**			
PLUIE PAR JOUR A DORVAL	RFK822	-.008	.010	.032	.000	.000	.000	.025	.009	.001	.009	.001	.009
		**	*	-.008	-.003	-.004	-.004	-.006	-.001	-.007	-.004	-.011	-.005
				***	*	*			**	*			
NEIGE PAR JOUR A DORVAL	SFK822	.004	-.012	.040	.004	.020	.005	.032	-.000	-.013	.004	-.008	.004
		**	*	.003	.002	.002	.002	.002	.001	.004	.002	.005	.002
				///	*	**			*	*			
ACCUMULATION DE NEIGE A DORVAL	CSFMR822	-.016	.059	.025	-.023	-.110	-.027	.014	.004	-.000	-.023	-.027	-.023
		***	///	-.010	-.006	-.006	-.006	-.009	-.002	-.015	-.008	-.021	-.008
				***	**	///			**	*			

C. Variante : désagrégation de "trop chaud ou froid"

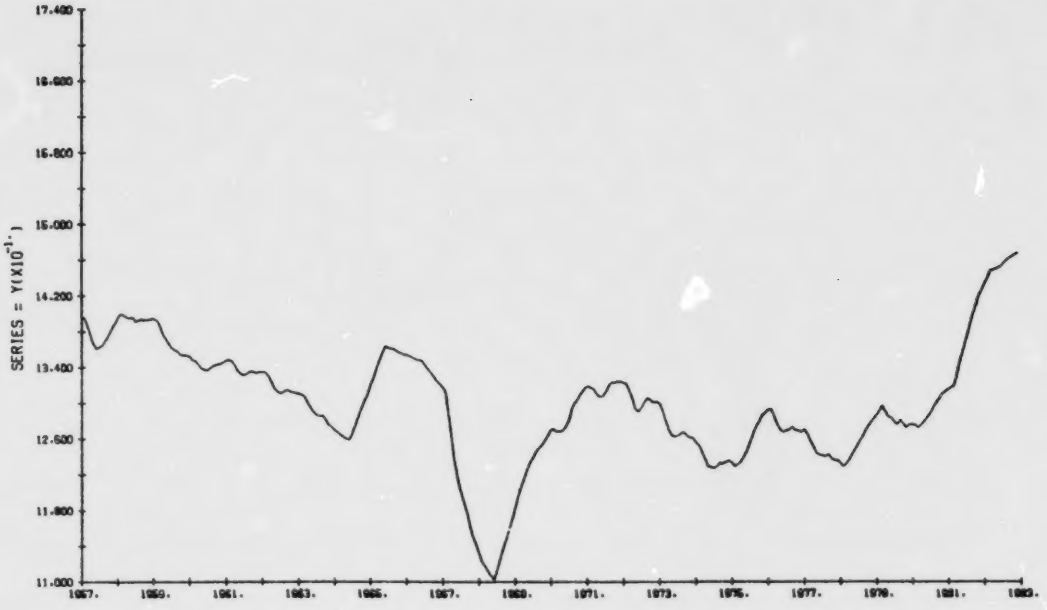
N-I • RESEAUX - INFRASTRUCTURE,CLIMAT		GAR1	DICR1	MA	NM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
AUTOR. MTL PAR KM ROUTE PROV.	AUTPKRP	.069	-.119	-.285	-.037	-.025	-.037	-.231	-.070	-.158	-.106	-.195	-.109
		**	*	.020	.031	.043	.032	.022	.006	.069	.038	.100	.040
				***	*	*			**	*			
GREVES ENTRETIEN RUES HIVER MTL	GRMUHH	.018	.026	.056	.054	-.007	.051	.055	.003	-.026	.054	.026	.053
	------	*	*	.007	.010	.014	.010	.008	.001	.016	.011	.026	.011
				**	**	*			*	*			
TROP CHAUD PAR RAPP.A 56 FAHRENHEIT	TLP	.010	-.001	-.018	.006	.022	.007	-.012	.002	-.030	.009	-.024	.008
		***	*	.004	.005	.007	.005	.004	.001	.010	.006	.015	.006
				**	*	**			*	**			
TROP FROID PAR RAPP.A 56 FAHRENHEIT	TLH	.019	.010	.181	.010	-.130	.004	.143	.019	-.048	.023	-.044	.021
		***	*	.007	.010	.014	.010	.008	.001	.017	.011	.027	.012
				///	*	///			///	**			
PLUIE PAR JOUR A DORVAL	RFK822	-.008	.011	.032	.000	-.004	.000	.025	.009	.000	.010	.001	.009
		**	*	-.002	-.004	-.005	-.004	-.003	-.001	-.008	-.004	-.011	-.004
				***	*	*			**	*			
NEIGE PAR JOUR A DORVAL	SFK822	.004	-.012	.026	.004	.012	.005	.021	-.000	-.012	.004	-.007	.004
		**	**	.001	.002	.002	.002	.001	.000	.004	.002	.006	.002
				***	*	*			*	*			
ACCUMULATION DE NEIGE A DORVAL	CSFMR822	-.014	.058	.046	-.023	-.080	-.025	.038	.003	-.010	-.023	-.038	-.023
		***	///	-.003	-.005	-.008	-.005	-.003	-.002	-.015	-.007	-.021	-.008
				///	**	///			*	*			

- les grèves de l'entretien des rues à Montréal durant l'hiver, GRMUMH, augmentent les victimes; les accidents non mortels ont les hausses les plus importantes et les plus significatives par jour de grève;
- l'analyse des élasticités totales des variables climatiques montre que les consommateurs, devant une hausse de la probabilité d'accident ne réagissent pas de façon à maintenir la gravité moyenne mais à la réduire : le nombre de morts diminue, excepté pour la chaleur et le froid. Notons que les effets sur les blessés sont mixtes;
- on peut voir au tableau 9.6.C que distinguer entre les composantes "trop chaud" ou "trop froid" de la variable "trop chaud ou trop froid", TLK, n'a aucun effet. Peut-être les effets des climatiseurs et du réchauffement des moteurs au froid expliquent-ils les hausses significatives des ventes d'essence ? Il est intéressant de noter que le froid augmente beaucoup les accidents matériels et réduit beaucoup les accidents mortels.

• Y-G = consommateurs - caractéristiques générales

PERPA

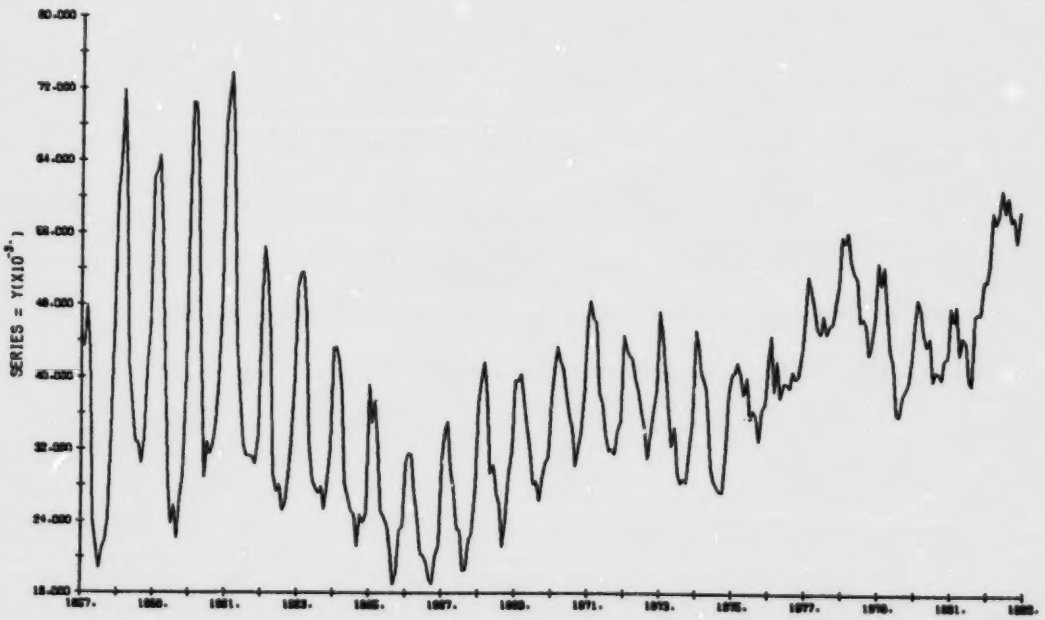
On constate au tableau 9.7 que le nombre de permis de conduire par automobile, qu'on peut voir au graphique PERPA, n'a pas un effet très significatif sur la demande d'essence. (Le numérateur et le dénominateur de cette variable ont entre eux une corrélation plus grande que 0,99.) Nous avons étudié sans grand succès cette série dans l'annexe 2 des modèles subsidiaires. Les hausses des permis par voiture semblent produire moins de blessés et plus de



PERPA

NOMBRE DE PERMIS DE CONDUIRE PAR AUTOMOBILE AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)



PRCHOM

PROBABILITE QU'UN CHAUFFEUR SOIT CHOMEUR AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)

TABLEAU 9.7 : Élasticités directes et indirectes,
Y-G = consommateur, caractéristiques générales

Y-G = CONSOMMATEURS - CARACT.GENERALES		GARI	DICRI	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
PERMIS DE CONDUIRE PAR AUTOMOBILE	PERPA	.073		-.371	-.089	.604	-.080	-.303	-.283	.317	-.313	.287	-.293
		*		.064	.035	.043	.036	.058	.005	.068	.041	.091	.042
				**	*	**			**	**			
PROBAB.CHAUF.SOIT CHOMEUR	PRCHOM	-.094		-.272	-.110	-.202	-.114	-.238	-.053	-.072	-.167	-.186	-.168
		***		-.082	-.045	-.055	-.046	-.074	-.006	-.071	-.052	-.117	-.054
				///	**	***			***	*			
LOI INDEMN.VICT.ROUTE 01/07/61	LOIINDS1	.034	.124	.249	.131	-.037	.124	.222	-.068	-.215	.059	-.091	.064
	********	**	**	.036	.020	.026	.020	.033	.000	.023	.021	.044	.022
				///	///	*			///	///			
LOI ASSURANCE AUTOMOBILE 01/03/78	LOIAS	.028	.050	.088	.263	.033	.253	.121	-.005	-.217	.248	.036	.240
	*****	*	*	.025	.014	.017	.014	.023	.001	.018	.015	.032	.016
				**	///	*			*	***			

morts. On obtient avec un modèle linéaire des élasticités un peu plus fortes et, avec un modèle log-linéaire, une légère baisse du nombre de morts, au lieu de la hausse que nous trouvons avec la forme fonctionnelle optimale. C'est donc que l'effet sur les blessés est robuste mais que l'effet sur les morts est incertain.

PRCHOM

La hausse du chômage réduit la consommation de carburant, les accidents, leur gravité et le nombre des victimes. Tous les effets directs et indirects vont dans le même sens. En plus de réduire l'activité, le chômage réduit la valeur du temps, et vraisemblablement la vitesse, de manière significative. Adams (1981) a trouvé des résultats semblables avec un modèle très simple où les valeurs retardées du chômage n'ont aucun effet : seules les valeurs courantes exercent une influence.

LOIIND61

Nous allons maintenant traiter d'un certain nombre de modifications des conditions d'accès à la conduite qui ont eu, sur l'offre de conduire et la façon de le faire, des répercussions importantes. La première est la loi d'indemnisation des victimes de la route de juillet 1961 qui

a) établissait une valeur minimale du montant d'assurance (responsabilité civile) à porter;

b) rendait passible de suspension immédiate du permis de conduire celui qui avait un accident sans être assuré ou violait une disposition du code de la route (vitesse excessive, négligence criminelle) même sans condamnation;

c) imposait un resserrement des procédures policières en cas d'accident, en particulier en ce qui a trait au rapport de police;

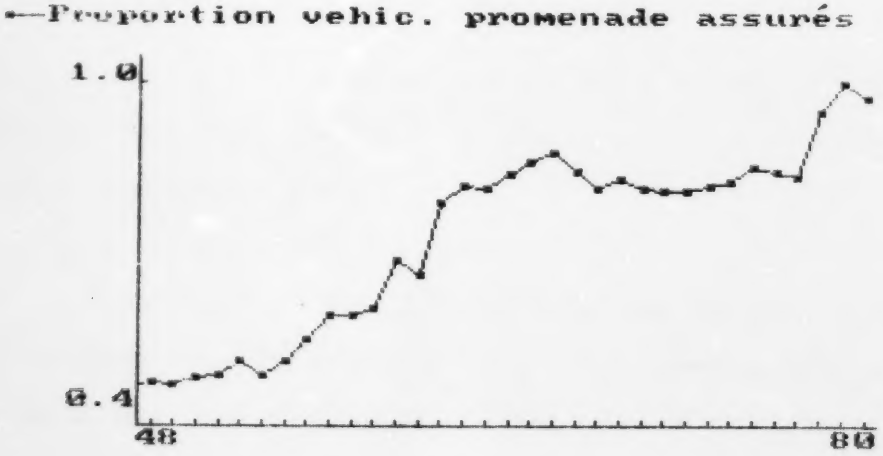
d) créait, en octobre 1961, un fonds d'indemnisation des victimes pour les cas où le responsable de l'accident n'était pas assuré ou solvable, ou les cas de faillite de l'assureur.

On peut discuter brièvement chacun de ces points.

- Assurance responsabilité civile minimale

En imposant un montant minimal de 10 000 $, apparemment plus élevé que le montant moyen acheté par les conducteurs qui s'assuraient d'eux-mêmes avant la loi, celle-ci mettait une barrière à l'entrée qui pouvait défavoriser les mauvais risques, dans la mesure où le coût de leurs primes pouvait augmenter *proportionnellement* plus que celui des bons risques. Toutefois l'importance de la couverture imposée, portée à 35 000 $ en 1963, pouvait réduire les inci-

tations à la prudence de ceux qui auraient préféré acheter moins d'assurance, ou pas du tout. Par ailleurs, la hausse importante du nombre des assurés a pu, mis à part l'effet conjoncturel sur la concurrence dans le marché de l'assurance, réduire le prix de l'assurance dans la mesure où une augmentation soudaine du nombre des assurés de 45% peut faire bénéficier les assureurs d'économies d'échelle au titre des frais fixes et des frais de règlements de sinistres. On peut constater au graphique PROVPASS que la *proportion* des véhicules de promenade assurés (mesurée ici par année de police d'assurance)[18] a augmenté d'au moins 25% de plus que sa tendance. Nous négligeons ici ces effets de prix qui sont reflétés par la variable de coût d'entretien ENTRNMDC, ou les effets sur le nombre de permis par voiture, dont il est tenu compte par la variable PERPA, et les effets possibles sur l'immatriculation, dont il est tenu compte par la variable AUPPOP. Nous sommes intéressés à mesurer l'effet résiduel sur la *qualité du stock des conducteurs* provoqué par la loi. Si la discrimination contre les mauvais risques imposée par la barrière à l'entrée est plus importante que l'effet de réduction des incitations à bien conduire, on devrait observer moins de victimes après l'implantation de la loi.



Proportion des véhicules de promenade assurés au Québec par année d'assurance

Graphique PROVPASS

- Perte du permis de conduire et resserrement des procédures policières

La possibilité pour celui qui a un accident sans être assuré, ou en violant une disposition du code de la route, de perdre son permis incite à la prudence. En théorie, la police avait le pouvoir de suspendre les permis sur-le-champ. En fait, le rapport de police était utilisé pour initialiser le processus par lequel le directeur du Bureau des Véhicules Automobiles demandait le permis et exigeait de l'accidenté de se mettre en règle avec le Fonds d'indemnisation avant de lui fournir un certificat de solvabilité qui lui permettait de rétablir son permis (ou, le cas échéant, faisait saisir le permis et les plaques d'immatriculation par la Sûreté du Québec). Ces restrictions nouvelles devaient inciter à la prudence et réduire l'offre de conducteurs dangereux. Toutefois il est possible que le rôle plus important du rapport de police ait été d'augmenter le nombre *rapporté* d'accidents légers : les policiers de Montréal, par exemple, utilisait à cette époque un "carnet de route" personnel où ils écrivaient souvent les accidents sans faire nécessairement de rapport formel immédiatement. La présomption de responsabilité des chauffeurs, le nouveau formulaire avec croquis et la hausse des enquêtes de police pour les accidents autres que mortels (le coroner faisait toujours enquête) a pu augmenter le nombre de rapports de police pour ces catégories.

- Le Fonds d'indemnisation

En réalité, la loi imposait *l'assurance responsabilité* puisqu'elle rendait les assureurs responsables sans conditions envers les victimes jusqu'au montant maximum. Les mauvais risques "non assurables" étaient partagés suivant une formule reliée au chiffre d'affaires des assureurs. Il devenait plus difficile pour eux de

"magasiner" entre les assureurs et impossible d'éviter la surprime immédiate en cas d'accident. Le fonds garantissait les victimes contre la faillite de l'assureur.

Notre mesure de l'effet net de la loi, implantée avec une publicité abondante et aggressive entre sa proclamation le 10 mai et sa mise en vigueur le ler juillet, a été une baisse du nombre de morts de 9,1% et une hausse du nombre de blessés de 5,9%. La hausse dramatique du nombre des accidents matériels (21,1%) et du nombre d'accidents non mortels (13,1%) suggère que nous mesurons peut-être, à consommation de carburant donnée, plus que la substitution d'accidents moins graves à des accidents mortels mais aussi un effet de comptabilité. Les ventes d'essence et de diesel ont par ailleurs augmenté de manière significative et importante (3,4% et 12%), ce qui porte à croire à une réduction de la prudence (ou à plus de kilométrage) chez beaucoup d'automobilistes et des camionneurs; les effets indirects compris, les élasticités totales sont 28,5% pour les accidents matériels, 8% pour les blessés et -4,7% pour les morts. Un modèle linéaire aurait 20,4%, 3,9% et -10,6%; un modèle log-linéaire : 32,9%, 12,5% et 1,2%.

Nous ne pouvons pas tenir compte des effets indirects de la loi sur le coût d'entretien des véhicules, que nous ne cherchons pas à expliquer. Ses effets sur le nombre d'automobiles par adulte ou le nombre de permis par automobile n'ont pu être décelés lors d'essais faits dans le cadre des modèles subsidiaires de PERPA et AUPPOP présentés à l'annexe 2.

LOIAS

La seconde variable décrivant une modification importante des conditions d'accès à la conduite est la loi de l'assurance automobile mise en vigueur le ler mars 1978. Cette loi avait les composantes principales suivantes :

a) obligation de participation au régime public d'assurance pour les dommages corporels et obligation de porter une assurance privée de 50 000 $[19] pour les dommages matériels à autrui (responsabilité civile);

b) suppression de la faute pour la partie corporelle des dommages;

c) uniformisation de la tarification par catégories, tarification uniforme de l'assurance pour dommages corporels;

d) subvention au régime public par une affectation budgétaire d'une partie des recettes sur les ventes de carburants[20], sans hausse spécifique des taxes sur les carburants;

e) compensation automatique des dommages selon des règles uniformes reliées à leur gravité et, jusqu'à une limite supérieure, au revenu.

- Le prix moyen de l'assurance

L'obligation d'assurance réduit les incitations à la prudence chez ceux qui ne s'assuraient pas auparavant. On peut voir au graphique PROVPASS qu'avant 1978, 14 à 18% des véhicules n'étaient pas assurés. Qu'en est-il des autres composantes ? Si, dans un marché privé fonctionnant par catégories d'assurés avec faute, on supprime la faute, les coûts de gestion et le prix

des primes diminuera mais les comportements d'autoprotection et d'autoassurance seront réduits. La hausse du nombre des chauffeurs et la baisse de la prudence augmenteront les accidents, au total et par chauffeur, et le coût moyen de la prime d'équilibre budgétaire sera probablement plus bas qu'avant.

Si, dans ce régime privé, on impose une tarification uniforme des individus, on accordera nécessairement une subvention aux mauvais risques en moyenne; le nombre d'accidents et la prime moyenne d'équilibre budgétaire augmenteront. Si les individus sont libres, les bons risques sortiront : c'est le problème de la "sélection adverse" dont on trouvera un bon résumé dans Dionne (1984) et l'explication de l'obligation de participation en (a). Cette obligation est indépendante de la nature publique du régime et peut être imposée dans un régime privé. Le seul avantage technique de l'étatisation partielle est la possibilité de bénéficier d'éventuelles économies d'échelle associées aux coûts fixes de gestion si celles-ci ne sont pas compensées par des déséconomies d'échelle des entreprises privées affectées par l'étatisation. L'effet cumulatif de l'obligation d'assurance, de l'uniformisation de la tarification pour les dommages corporels et de l'étatisation partielle sur la prime moyenne d'équilibre budgétaire des régimes privé et public considérés ensemble est incertain parce que les trois modifications ne vont pas dans le même sens. Deux autres éléments compliquent le calcul. Le premier est l'imposition d'un système de compensation qui comporte des éléments importants de redistribution parce que les compensations ne suivent pas, au sens strict, les règles de compensation économique du marché, notamment à cause de la limite supérieure du revenu compensé. Ceci réduit le coût apparent de la prime moyenne

d'équilibre budgétaire, mais pas nécessairement son coût social. Pour nos fins, le coût apparent est pertinent. Cet élément, ainsi que la subvention à partir des recettes générales, auraient tendance à faire baisser la prime si ne se posait aucun problème de risque moral. Le risque moral vient du fait qu'une structure de compensations automatiques qui comprend des éléments de redistribution du revenu peut rendre certains accidents rentables. On s'attend à ce que cet effet soit fort *après* un accident, alors que l'individu a intérêt à se déclarer blessé. Au total donc, le prix moyen de la prime apparente est probablement du même ordre de grandeur qu'auparavant. Qu'il soit plus bas ou plus haut, son effet, dans notre modèle, passerait par la variable du coût d'entretien des véhicules qui comprend le prix de l'assurance : un prix plus bas impliquerait une hausse significative des accidents et de victimes, comme on l'a vu lors de la discussion de la variable ENTRNMDC, et un prix plus élevé impliquerait l'inverse. Une analyse visuelle de la série PRASA dont on peut voir le graphique plus loin n'est pas incompatible avec une baisse de prix au Québec, en 1978-79, mais il s'agit d'un indice canadien que nous n'avons pas étudié en détails.

- Le nombre de voitures et le nombre de permis

L'obligation d'assurer un véhicule mentionnée en (a) a eu pour effet de réduire le nombre de voitures particulières immatriculées. Il ne faudrait pas croire que la totalité de la baisse d'à peu près 3% observable en 1979 sur le graphique AUPPOP lui est due, mais une partie l'est certainement. Notre modèle subsidiaire de cette variable suggère une baisse statistiquement signi-

ficative de -0,3% ou 7500 voitures, sans doute très vieilles. Simultanément, le modèle du nombre de permis par voiture, PERPA, indique une hausse peu significative de 0,4%, ce qui signifierait une hausse du nombre de permis de 0,8% ou 25 000 permis. Ce chiffre est aussi beaucoup plus bas que ce que suggère l'analyse visuelle du graphique PERPA : à peu près 5%. Comme ces deux variables auraient des effets opposés et à peine perceptibles sur le nombre de morts, même si les élasticités fournies par les modèles subsidiaires étaient 5 fois plus élevées et significatives, il n'y a pas lieu d'en tenir compte.

- Effet résiduel

Les variables de prix, de disponibilité d'automobile et de permis qui ont été affectées par la loi permettent de tenir compte des variations du coût moyen (mais pas de sa distribution) de la propriété des véhicules (mais pas de la distribution et du changement dans les caractéristiques moyennes des voitures conservées) et du nombre de permis (mais pas du changement dans la qualité des permis). Il est essentiel de chercher à détecter un effet combiné des éléments qualitatifs négligés par le *niveau* des variables et de tenir compte de l'effet net qualitatif sur le stock de véhicules et de chauffeurs. On comprend bien que l'assurance obligatoire augmentera la qualité moyenne du stock des véhicules qu'il sera rentable de conserver. Mais comment les considérations faites plus haut peuvent-elles être regroupées pour nous faire comprendre le changement dans la qualité du stock des conducteurs ? La réduction de la prudence induite par l'assurance obligatoire et la suppression de la faute n'améliorent pas la "qualité" du stock des chauffeurs. La subvention aux mauvais risques par l'uniformisation des tarifs non plus. Mais ce dernier point a deux sens distincts : (i) dans le sens utilisé plus haut, il

est évident que l'uniformisation des tarifs subventionne les mauvais risques puisqu'on réduit le nombre de classes; (ii) mais on peut montrer *en plus* que dès qu'on supprime un élément du coût total de la prime qui constitue une proposition croissante de ce coût, la prime diminuera plus en pourcentage pour les mauvais risques que pour les bons risques. Le nombre de mauvais risques augmentera plus que le nombre de bons risques. Voyons un exemple hypothétique et un exemple réel au tableau 10.

TABLEAU 10 : Prime pour protection complète avant et après le 1 mars 1978

Exemple théorique

	Bon risque			Mauvais risque		
	avant	après	Δ%	avant	après	Δ%
Fixe	100	100	0	100	100	0
Variables						
· exploitation	100	100	0	200	200	0
· dommages matériels	100	100	0	200	200	0
· dommages corporels	200	0	-	400	0	-
	500	300	-40%	900	500	-44,4%

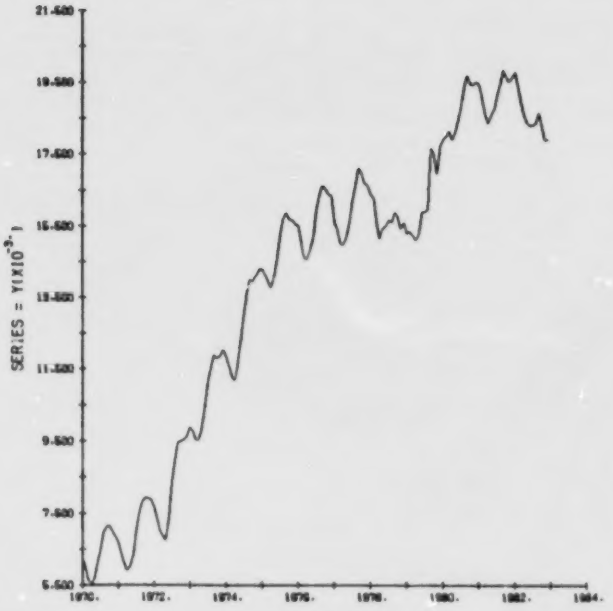
Exemple réel (Groupe Commerce)

	catégorie	avant	après	Δ%
Homme adulte de plus de 30 ans utilisant sa voiture pour aller au travail ou âgé de 25 ans et marié	(025)	363$	273$	-25%
Femme adulte utilisant sa voiture pour aller au travail	(015)	323$	243$	-28%
Homme jeune, 19-20 ans	(111)	1550$	900$	-50%
Femme jeune, 16-20 ans	(181)	799$	571$	-29%

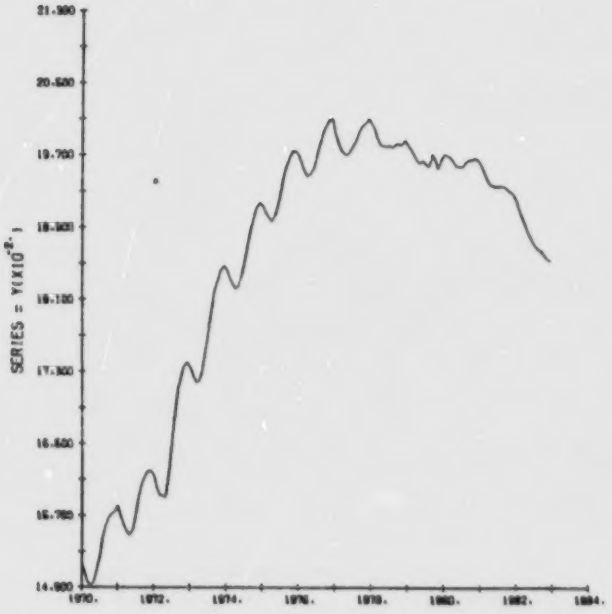
On y voit que le transfert de la partie corporelle au régime public, en plus de subventionner les mauvais risques, au sens du risque de dommages corporels, a réduit les primes pour autres dommages proportionnellement plus pour la catégorie 111 que pour les autres catégories; et il y a des catégories moins bonnes que la catégorie 111 —celle de jeunes hommes de 16-18 ans, par exemple.

Comme les mauvais risques sont surtout des jeunes et des hommes, il est intéressant de vérifier les effets de cette loi favorable pour eux à l'aide d'autres statistiques.

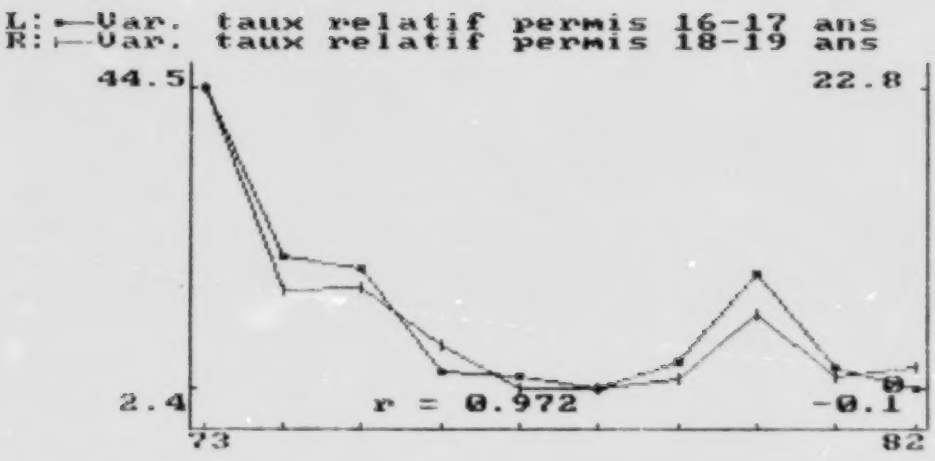
Aux graphiques PR1617C et PR1824C, on voit l'évolution de la proportion des conducteurs appartenant aux groupes d'âge 16-17 ans et 18-24 ans. Comme la pyramide démographique a un resserrement à peu près à ce moment-là pour ces groupes d'âge, on ne voit clairement l'effet de la loi que dans le cas de 16-17 ans où le plateau 1976-78 se déplace soudainement vers le haut; dans le second cas, la proportion baisse et on est tenté de conclure que la loi n'a pas eu d'effet, au lieu de conclure qu'elle aurait baissé davantage sans elle. En effet, une image plus claire de l'impact de la loi est fournie aux graphiques[21] VTRP1617 et VTRP1819. Dans le temps, le taux de titularisation augmente chaque année; en juin 1970, 49,19% des adultes éligibles détenaient un permis et en juin 1982, 69,32% étaient titulaires de permis en vigueur. Les groupes d'âge plus jeunes ont vu des taux de croissance plus élevés que la moyenne, pour des raisons évidentes : les 16-17 ans sont passés d'un taux de 4,9% à 26,3% et les 18-19 de 23,1 à 58,6%. A mesure que s'élève le taux pour un groupe d'âge donné, on s'attend à ce que, *par rapport au taux de titularisation moyen*, ses "progès" d'année en année deviennent de plus en



PR1617C
PROPORTION DES CONDUCTEURS DE 16-17ANS (COR.) AU QUEBEC
(JAN 1970 - DEC 1982)



PR1824C
PROPORTION DES CONDUCTEURS DE 18-24ANS (COR.) AU QUEBEC
(JAN 1970 - DEC 1982)



Variation en pourcentage, par rapport à l'année précédente, du taux de titularisation de permis de conduire, en juin, des groupes d'âge 16-17 et 18-19 par rapport à la population

Graphiques VTRP1617 et VTRP1819

plus difficiles. Sur les graphiques CTRP1617 et CTRP1819 les variations des taux *relatifs* de titularisation des 2 groupes concernés diminuent effectivement, d'année en année jusque vers 1977 et 1978 alors qu'ils sont stabilisés, le premier à un peu plus de 2% et le second à 0. Comme les chiffres de juin 1978 comprennent déjà un léger effet de la nouvelle loi, ils sont légèrement trop élevées : en 1979 et 1980, on voit un énorme gain dans le taux de croissance de ces groupes (tous deux donc situés à des *niveaux* relatifs de titularisation plus élevés) suivis, en 1981 et 1982, par un rétablissement de la tendance.

On peut se poser une question semblable au sujet des sexes. On constatera au graphique PRCOF70 que la tendance linéaire de la hausse de titularisation des femmes par rapport aux hommes subit une modification précise en 1978 et reprend son cours linéaire avec un angle nouveau que le lecteur équipé d'une règle pourra calculer.

La hausse relative du nombre de mauvais risques affecte sans doute d'autres groupes plus difficiles à identifier. Par contre, la hausse du risque moral n'est à peu près pas décelable indirectement avec les données disponibles. On ne peut à cet égard qu'analyser ses effets sur le nombre d'accidents non mortels et de blessés "déclarés" sans pouvoir distinguer le niveau de l'effet de déclaration ou de resquille du niveau "réel" comparable au niveau mesuré avant la loi. On sait qu'il n'y a pas de manifestation du risque moral dans les accidents mortels mais on soupçonne que le nombre d'accidents matériels déclarés après la loi est plus bas dans la mesure ou l'individu se déclare blessé plutôt que de ne rien déclarer.

On constatera au tableau 9.7 que la variable LOIAS, qui mesure l'effet de qualité du stock, comme le faisant la variable LOIIND61 pour le régime légal précédent, a les effets suivants :

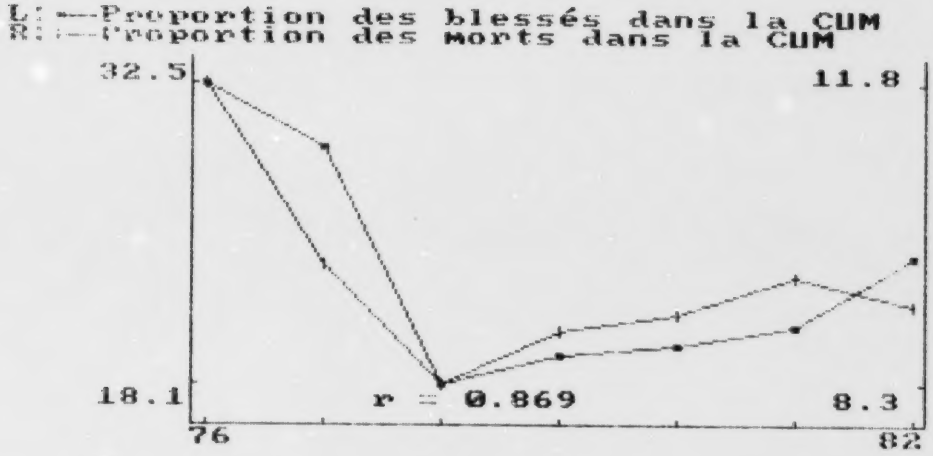
- hausse légère de la consommation des carburants; on s'y attendrait si les nouveaux conducteurs ont tendance à conduire plus vite que les autres;
- hausse de toutes les catégories d'accidents, les hausses les plus significatives statistiquement étant celles des accidents non mortels, comme l'effet de risque moral nous le fait anticiper;
- baisse de la gravité des accidents, surtout celle des accidents mortels ;
- si on tient compte des élasticités indirectes, hausse du nombre de blessés de 26,3% et du nombre de morts de 6,8%. Dans les modèles qui n'utilisent pas la forme fonctionnelle optimale, on a, respectivement 29,4% et 10,6% (linéaire) et 24,2% et 3,2% (log-linéaire).

Comme on peut le voir au graphique DE, le nombre de morts baissait très rapidement entre 1973 et 1977. La loi a comme impact de déplacer la tendance de façon approximativement parallèle.

Un calcul visuel de ce décalage suggère une hausse du nombre de morts de 10% à peu près, mais un tel calcul ne tient pas compte des autres variables dont la tendance a changé, comme l'emploi par exemple, visible au graphique EIQP. Un calcul d'élasticité totale fait sur d'autres variantes présentées partiellement seulement ici donne, pour le nombre de morts associé à la variable LOIAS :

- désagrégation de l'indice de surveillance policière : 7,1%;
- utilisation de l'ensemble des autoroutes au lieu de n'utiliser que les autoroutes de Montréal : 8,9%;
- désagrégation de la variable climatique "trop chaud ou froid" : 6,5%;
- désagrégation de la variable grossesse : 8,0%;
- ajout du nombre de jours de pleine lune par mois : 6,0%;

Tous ces résultats sont compatibles avec les hausses importantes du coût moyen des sinistres rapportés par les assureurs de 1978 à 1979 (6%, 22%, 19% dans Rapport du Surintendant des assurances, 1980) alors que l'indice du coût d'entretien des véhicules net du coût de l'assurance, ENTRNAS, baissait de 6%. Ces hausses ne constituent pas une preuve d'une gravité matérielle plus grande à cause de l'inclusion des nouveaux assurés (qui, avant la loi, ne réclamaient pas), à cause des avantages de l'indemnisation directe implantée par la loi (le consommateur a moins intérêt à "régler" sans passer par l'assureur) et à cause de l'amélioration probable de la qualité du stock de voitures.



Proportion des blessés et des morts dont l'accident a eu lieu sur le territoire de la CUM

Graphiques PROHTCUM et PRODECUM

Pour avoir une idée de la localisation géographique de ces victimes supplémentaires, on peut consulter les graphiques PROHTCUM et PRODECUM qui décrivent la part de la Communauté Urbaine de Montréal du total de blessés et de morts au Québec. On constate que ces parts, qui étaient en baisse, augmentent toutes les deux depuis 1978. Il y a alors de fortes raisons de croire que la qualité du stock des conducteurs a été plus modifiée par la loi à Montréal qu'en province.

• Y-A = consommateurs - âge

La troisième modification importante des conditions d'accès à la conduite durant notre période a été la baisse en juillet 1962 de l'âge minimum de conduite de 18 à 17 ans (16 ans avec un cours de conduite) pour les voitures et à 21 ans pour un véhicule public. Des tests supplémentaires pour tenir compte des restrictions apportées en 1976 sur l'âge minimum pour conduire sans cours de conduite, qui est passé à 18 ans, n'ont donné aucun effet différent de celui qui est obtenu à l'aide de la variable MOP62. Nous nous limiterons donc à commenter brièvement les résultats du tableau 9.8.A.

TABLEAU 9.8 : Élasticités directes et indirectes,
Y-A = consommateur - âge

A. Modèle de référence

Y-A • CONSOMMATEURS - AGE		GAR1	DICR1	MA	NM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
BAISSE 18-16 ANS CONDUITE 01/07/62	MOP62 *****	.010	.307	.123 .025 ***	.067 .014 **	.460 .020 ///	.083 .015	.114 .023	.037 -.004 ***	.334 .002 ///	.120 .011	.417 .017	.131 .011
		*	///										

B. Variante : ajout de la proportion des conducteurs de 18-24 ans

Y-A • CONSOMMATEURS - AGE		GAR1	DICR1	MA	NM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
PROPORT.CONDUCT. 18-24 ANS CORRIGEE	PR1824C	.086		.949 .068 **	-.194 .042 *	1.650 .017 ***	-.117 .041	.718 .062	-.037 .006 *	3.030 .049 ///	-.153 .047	2.913 .091	-.049 .049
BAISSE 18-16 ANS CONDUITE 01/07/62	MOP62 *****	.011	.307	.105 .026 ***	.072 .015 **	.394 .020 ///	.086 .015	.101 .023	.039 -.004 ***	.255 .005 ///	.124 .011	.341 .020	.132 .012
		*	///										

MOP62

L'accès facilité au permis pour les jeunes a augmenté de manière significative la demande de diesel, toutes les catégories d'accidents et leur gravité et, en conséquence, les victimes de toutes catégories. En tenant compte des élasticités indirectes, on peut calculer une hausse des blessés de 13,1% (à peu près la même que la hausse des accidents matériels de 14,8%) et des morts de 43,4%. Un modèle linéaire aurait permis de calculer 9,3% et 38,6% et un modèle log-linéaire 14,2% et 50,5%.

Nous fournissons au tableau 9.8.B les résultats d'une variante qui consiste à étudier l'influence des changements dans la proportion de chauffeurs de 18 à 24 ans illustrée au graphique PR1824C. Les élasticités révèlent une très grande sensibilité des accidents matériels et mortels ainsi que de la mortalité à cette proportion. Il n'y a là rien de nouveau. Il faut par ailleurs interpréter ces résultats avec précaution car nos données ne sont exactes que depuis 1970 (auparavant, nous avons utilisé une tendance). Cette limitation, qui tient au fichier mensuel lui-même, limite les possibilités de construire un indice agrégé de la "qualité âge" des chauffeurs, en s'inspirant pas exemple de Carr (1969).

· Y-S = consommateurs - sexe

On trouvera au tableau 9.9.A les élasticités directes et indirectes associées à la variable NFEVM qui décrit la proportion des femmes qui ont donné naissance à un enfant (vivant ou mort), pondérée par la part croissante

TABLEAU 9.9 : Élasticités directes et indirectes, Y-S = consommateurs - sexe

A. Modèle de référence

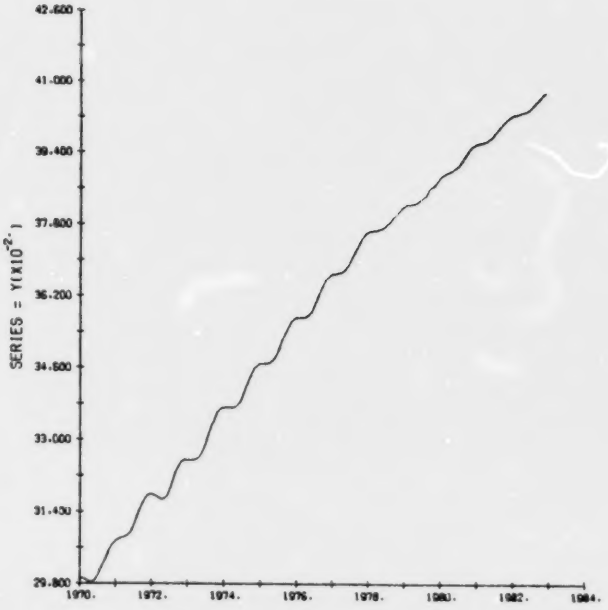
Y-S = CONSOMMATEURS - SEXE		GAR1	DICR1	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
PROB.COND.SOIT FEMME ENCEINTE	PRFEVM	-.198		.211	-.175	-.211	-.177	.127	.057	-.289	-.119	-.466	-.131
		**		-.172	-.095	-.118	-.096	-.156	-.013	-.149	-.110	-.245	-.114
				**	*	*			*	**			

B. Variante : désagrégation du nombre de femmes enceintes

Y-S = CONSOMMATEURS - SEXE		GAR1	DICR1	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
PROB.COND. SOIT FEM.ENC. 1 MOIS	PRFE1	-.024		.229	-.037	.036	-.034	.172	.099	-.120	.064	-.154	.057
		*		-.019	-.011	-.017	-.012	-.017	-.001	-.017	-.013	-.028	-.013
				**	*	*			*	*			
PROB.COND. SOIT FEM.ENC. 2 MOIS	PRFE2	-.016		.139	.303	1.010	.333	.181	-.024	.314	.309	.647	.320
		*		-.012	-.007	-.010	-.007	-.011	-.001	-.010	-.008	-.018	-.008
				*	**	///			*	**			
PROB.COND. SOIT FEM.ENC. 3 MOIS	PRFE3	-.070		-.142	-.150	-.503	-.165	-.147	-.017	.097	-.182	-.068	-.178
		*		-.056	-.034	-.050	-.035	-.052	-.003	-.050	-.037	-.085	-.039
				**	**	***			*	*			
PROB.COND. SOIT FEM.ENC. 4 MOIS	PRFE4	.026		.062	-.084	-.628	-.106	.026	.027	-.042	-.078	-.149	-.082
		*		.021	.013	.019	.013	.019	.001	.019	.014	.032	.015
				*	*	///			*	*			
PROB.COND. SOIT FEM.ENC. 5 MOIS	PRFE5	.028		.258	.052	-.116	.045	.212	.041	-.078	.086	-.034	.082
		*		.023	.014	.020	.014	.021	.001	.020	.015	.034	.016
				**	*	*			*	*			
PROB.COND. SOIT FEM.ENC. 6 MOIS	PRFE6	-.077		.003	.032	-.134	.025	.008	.001	-.317	.026	-.292	.015
		**		-.062	-.037	-.055	-.038	-.057	-.003	-.055	-.041	-.093	-.043
				*	*	*			*	**			
PROB.COND. SOIT FEM.ENC. 7 MOIS	PRFE7	-.111		-.231	-.115	.027	-.109	-.205	-.032	-.226	-.141	-.335	-.148
		**		-.089	-.054	-.079	-.055	-.082	-.004	-.079	-.059	-.134	-.062
				**	*	*			*	*			
PROB.COND. SOIT FEM.ENC. 8 MOIS	PRFE8	.022		-.044	-.005	.090	-.001	-.035	-.008	.202	-.010	.201	-.003
		*		.017	.010	.015	.011	.016	.001	.015	.012	.026	.015
				*	*	*			*	*			
PROB.COND. SOIT FEM.ENC. 9 MOIS	PRFE9	.020		-.067	-.133	-.006	-.128	-.080	-.031	-.179	-.158	-.307	-.164
		*		.016	.010	.014	.010	.015	.001	.014	.011	.024	.011
				*	**	*			*	*			

C Variante : ajout de la proportion de conducteurs de sexe féminin

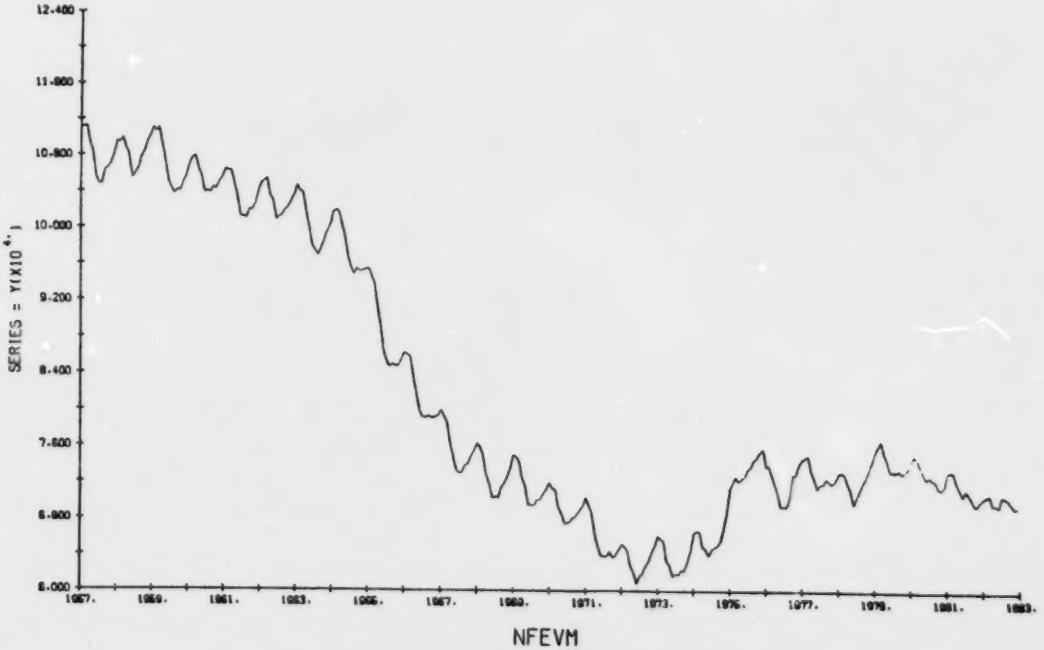
Y-S = CONSOMMATEURS - SEXE		GAR1	DICR1	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
PROPORTION CONDUCT.SEXE FEMIN.70-82	PRCOF70	.148		1.220	1.310	.300	1.268	1.230	-.069	-.717	1.189	.551	1.176
		*		.108	.048	.080	.049	.095	.010	.131	.059	.180	.064
				**	**	*			*	*			
PROB.COND.SOIT FEMME ENCEINTE	PRFEVM	-.196		.201	-.176	-.229	-.178	.119	.061	-.242	-.118	-.420	-.128
		**		-.146	-.064	-.108	-.066	-.129	-.014	-.178	-.080	-.244	-.086
				**	*	*			*	*			



PRCOF70

PROPORTION DES CONDUCTEURS FEMININS 1970-82 AU QUEBEC

(JAN 1970 - DEC 1982)



NFEVM

NOMBRE DE FEMMES ENCEINTES AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)

des permis détenus par des femmes. On suppose que le nombre de femmes enceintes qui conduisent est proportionnel à cet indice. Nous avons fait une étude de corrélation entre le nombre d'avortements et le nombre de femmes enceintes qui ont donné naissance à un enfant pour nous assurer que les fluctuations de notre indice correspondraient bien aux fluctuations du vrai nombre de femmes enceintes, nombre qui n'est pas observé à cause des avortements illégaux jusqu'en 1969, et parce que, depuis cette date, le chiffre mensuel n'est pas disponible pour le Québec. Le chiffre mensuel canadien des avortements était très corrélé avec le nombre de femmes enceintes du 3ième mois et un peu moins avec le nombre de femmes enceintes du 2ième mois. Ces résultats suggéraient que la répartition mensuelle de la conception chez les femmes qui subiront un avortement "thérapeutique" n'est pas très différente de la répartition de la conception chez les autres femmes qui n'en subiront pas et qu'en conséquence, on pouvait espérer que la variance de la série concernant ces dernières soit à peu près identique à celle du nombre véritable de femmes enceintes. Nous avons trouvé

- une baisse significative des ventes d'essence;
- une baisse significative de la mortalité et une hausse significative des accidents légers;
- au total, plus d'accidents mais moins d'accidents corporels et moins de blessés et de morts. Ces résultats sont robustes à l'utilisation d'une forme fonctionnelle linéaire ou log-linéaire.

Comme les ventes de carburant rendent compte de la baisse de l'activité associée à la grossesse, les résultats *à demande de carburant donnée* disent quelque chose sur le comportement au volant. Comment expliquer cette hausse

du nombre d'accidents légers et cette baisse des accidents graves et des victimes ? Nous allons présenter à ce sujet une conjecture et chercher à l'expliciter.

Conjecture 7

> Une hausse du ratio entre les hormones estrogènes et la progestérone qui n'est pas compensée par une hausse suffisante des hormones androgènes réduit la capacité à accomplir des tâches mécaniques apprises.

Cette conjecture est une reprise de la conclusion de Zuckerman (1952) qui a fait sur des rats une expérience contrôlée par laquelle il a montré que l'injection d'estradiol, une des trois hormones estrogènes "classiques", les rend incapables d'accomplir aussi bien que d'habitude des tâches mécaniques apprises, à moins qu'on ne leur injecte aussi simultanément une quantité suffisante de testostérone, l'hormone mâle classique. Comment cette conjecture nous aiderait-elle ?

L'évolution de la grossesse est caractérisée par une hausse considérable (de 100 à 1000 fois, selon l'hormone estrogène considérée) de la production d'hormones estrogènes. Cette hausse n'est peut-être pas exactement linéaire mais la hausse simultanée de la production de progestérone l'est approximativement : elle suit la hausse de la prolactine qui l'est approximativement (Yen et Jaffee, 1978, p. 163). En conséquence le ratio des productions d'estrogènes et de progestérone croît énormément. On trouvera au tableau 11

TABLEAU 11 : Ratios d'hormones sexuelles féminines

		cycle menstruel		grossesse	
Page et al., p. 242*		milieu			fin
Estrogènes :	estriol	0,029			39
	estradiol	0,008			0,62
	estrone	0,021			1,50
	E =	0,058			41,12
Pregnanétiol[1] :	P =	3,			42
Ratio E/P(1) :		0,02			0,98
Wilson et al, p. 120**		milieu	trois quarts	3 mois	fin
Estrogènes :	estriol	0,064	0,042	0,5	40
	estradiol	0,012	0,006	0,07	1
	estrone	0,021	0,015	0,2	2
	E =	0,097	0.063	0,77	43
Progestérone[2] :	P =	0,61[3]	1,13[4]	4[5]	14[5]
Ratio E/P(2) :		0.16	0,06	0,19	3,07

[1] Dérivé de la progestérone.

[2] µg/ml de plasma sanguin.

[3] Moyenne des phases folliculaire et lutéinique chez Lipsett (1978, p. 84)

[4] Lipsett (1978, p. 84); correspond à 25 mg/24h, approximativement.

[5] Valeurs approximatives, Yen et Jaffee, p. 523 (1978). Un taux de 14 µg correspond à 250 mg/24 h. approximativement.

* Valeurs médianes en mg/24 h. dans l'urine.

** Valeurs médianes en µg de la moyenne des taux de production dans l'urine pendant 24 heures.

des calculs faits à partir de deux sources principales, Page et al. (1972) et Wilson et al. (1971). Les autres sources utilisées ou consultées (Lipsett, 1978) donnent des ordres de grandeurs semblables : nous avons choisi les valeurs médianes mais les valeurs minimales et maximales n'auraient pas changé tellement le fait que le *ratio* considéré augmente énormément parce que le numérateur augmente toujours tellement plus vite que le dénominateur. La hausse considérable de la production d'estrogènes s'accompagne aussi d'une certaine hausse de la production d'androsténédione et de testostérone, mais les auteurs que nous avons consultés (par exemple Page et al., p. 244) ne la tenaient pas pour importante.

On peut penser que la pilule anticonceptionnelle, dont les éléments actifs sont des estrogènes, accompagnés de relativement peu de progestogènes[22] divers (le ratio moyen des 24 marques répertoriées dans Yen et Jaffee, 1978, p. 445, est 33), augmentera aussi le nombre des accidents. En effet, dans leur étude de l'influence sur le risque d'accident de diverses drogues, Skegg et al. (1979) ont trouvé que la drogue qui augmentait *le plus* le risque d'accident, quand on comparait les accidentés à des groupes témoins, était le groupe "contraceptifs oraux" : dans leur échantillon, le groupe augmente de 5,6 fois le risque relatif (sédatifs et tranquilisants : 5,2% les drogues en moyenne : 2,0%).

On pourra consulter au tableau 9.9.B une variante du modèle de référence qui consiste à distinguer les divers mois de la grossesse. Analysons les élasticités directes :

- seuls le 3e et le 9e mois ont une baisse de *toutes* les catégories d'accidents et de victimes; il estpossible que le 3e mois ressemble au 9e à cause de la limite légale de l'avortement : il y a une baisse soudaine qui fait de ce mois un mois différent des six premiers;
- exception faite du 3e mois, il y a généralement plus d'accidents et de victimes durant les 6 premiers mois, et moins durant les 3 derniers mois;
- le 2e mois voit une augmentation de toutes les catégories d'accidents et de victimes;
- 5 mois sur 9, il y a plus d'accidents mortels mais il n'y a plus de morts que 2 mois sur 9 parce que la mortalité baisse;
- il y a une hausse des accidents mortels et de leur gravité, donc des morts, au 8e mois.

On peut se poser la question plus générale : les femmes ont-elles plus d'accidents que les hommes ? Nous avons tenté de répondre à cette question au tableau 9.9.C en ajoutant au modèle de référence la proportion de conducteurs féminins PRCOF7Ø. Malheureusement cette série n'est précise que depuis 1970 (nous avons utilisé une tendance pour les valeurs antérieures) : nos résultats sont donc fragiles peut-être. Les résultats suggèrent que la hausse de la proportion des femmes hausse les ventes d'essence ainsi que toutes les catégories d'accidents, surtout les accidents matériels et non mortels. Pour que ce résultat soit raisonnable, il faudrait

- que l'ajout d'une femme supplémentaire augmente davantage la consommation d'essence que l'ajout d'un homme supplémentaire. Comme les titulaires de permis sont relativement moins nombreux chez les femmes que chez les hommes, il n'est pas impossible que les *ajouts* aient cette propriété;

- qu'à kilométrage égal, les femmes aient plus d'accidents *de toutes catégories* que les hommes. A l'heure actuelle, la femme adulte propriétaire d'une voiture qu'elle utilise pour aller au travail paie, pour l'assurance dommages matériels, une prime presqu'égale à celle de l'homme dans les mêmes conditions. Si, malgré qu'elle travaille, elle roule moins que l'homme, notre résultat est possible. Dans l'enquête effectuée à Grand Rapids, Michigan, enquête qui, pendant trois ans, a comparé les conducteurs ayant eu des accidents aux autres qui n'en avaient pas eu, les femmes étaient sur-représentées. Il n'y a pas eu, à notre connaissance, d'autres enquêtes de cette envergure (Goldberg et Havard, 1968) qui aient aussi permis, avec un groupe témoin approprié, de bien tenir compte du kilométrage parcouru.

Si d'ailleurs on peut en croire Davies et Parasumaran (1982), à peu près 20% des études trouvent des différences significatives entre la vigilance chez les hommes et chez les femmes. On ne peut donc exclure la possibilité que ce résultat soit raisonnable malgré la qualité médiocre de notre série avant 1970.

• Y-E = consommateurs, ébriété ou vigilance

HEUHM

On trouvera au tableau 9.10.A les résultats concernant la variable qui mesure la longueur des heures travaillées dans le secteur manufacturier. Ces heures, illustrées au graphique HEUHM, ont baissé de 10% depuis 25 ans. On ne peut être certain que leurs variations mesurent plus la fatigue que le fait que travailler plus longtemps force à conduire hors-pointe ou la nuit. Nous trouvons

TABLEAU 9.10 : Élasticités directes et indirectes, Y-E = consommateurs - ébriété ou vigilance

A. Modèle de référence

Y-E = CONSOMMATEURS -EBRIETE OU VIGILANCE		GARI	DICRI	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
HEURES HEBDO.TRAVAIL.SECTEUR MANUF.	HEUMM			-.889 ***	.101 *	.613 *	.122	-.870	.136 *	.444 *	.258	.566	.269
PROB.COND.CONSOMME MEDIC.(B/ADULTE)	PRMED	-.018 *		.061 -.016 *	.278 -.009 ***	.116 -.011 *	.271 -.009	.107 -.014	.008 -.001 *	-.093 -.014 *	.279 -.010	.179 -.022	.276 -.010
PROB.COND.CONSOM. ALCOOL(LI/ADULTE)	PRALT	-.020 *	-.190 **	.033 -.020 *	-.012 -.016 *	-.257 -.020 **	-.022 -.016	.021 -.026	.036 .002 *	-.394 -.012 ***	.013 -.014	-.416 -.028	-.001 -.015

B. Variante : changement de formulation des variables

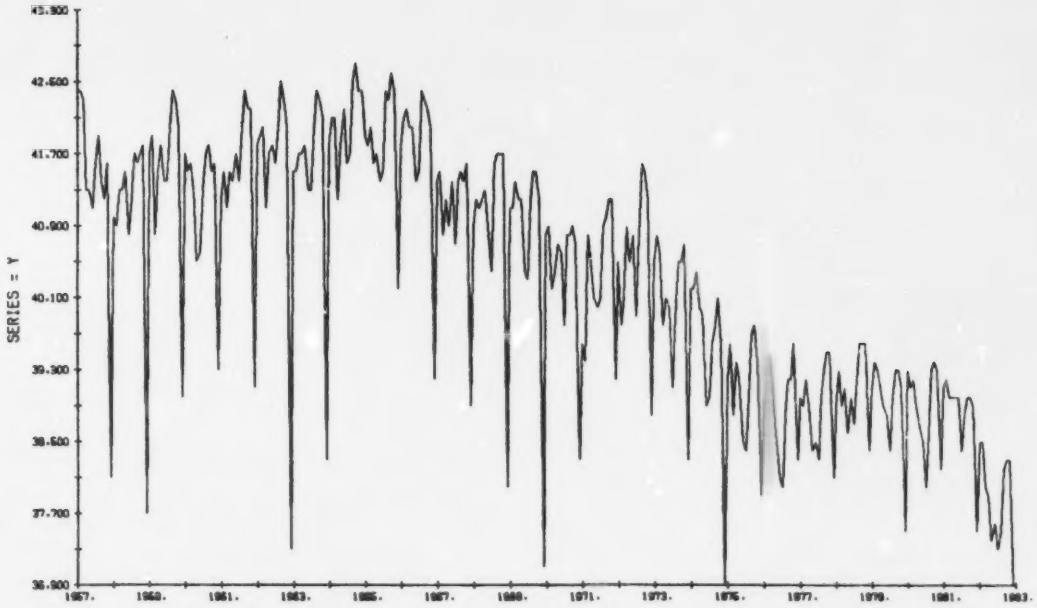
Y-E = CONSOMMATEURS -EBRIETE OU VIGILANCE		GARI	DICRI	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
HEURES HEBDO.TRAVAIL.SECTEUR MANUF.	HEUMM			-1.080 ***	-.088 *	.423 *	-.067	-.860	.142 *	.513 *	.075	.446	.088
MEDICAMENTS PAR PERMIS	MEDPP	-.006 *		.018 -.006 *	.260 -.002 ***	.101 -.009 **	.255 -.002	.087 -.004	.012 -.000 *	.027 -.006 *	.266 -.002	.282 -.007	.267 -.003
ALCOOL TOTAL PAR PERMIS	ALTOTPP	.018 *	-.185 **	-.021 .008 *	-.029 .004 *	-.246 -.000 **	-.038 .003	-.025 .007	.039 .003 *	-.315 .006 **	.001 .007	-.353 .010	-.011 .007

C. Variante : désagrégation de la consommation d'alcool

Y-E = CONSOMMATEURS -EBRIETE OU VIGILANCE		GARI	DICRI	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
HEURES HEBDO.TRAVAIL.SECTEUR MANUF.	HEUMM			-1.190 ***	.061 *	.378 *	.066	-.918	.133 *	.706 *	.198	.770	.217
PROB.COND.CONSOMME MEDIC.(B/ADULTE)	PRMED	-.032 *		.027 -.017 *	.274 -.019 ***	.161 -.017 **	.269 -.019	.079 -.033	.001 -.003 *	-.076 -.010 *	.271 -.021	.195 -.029	.268 -.022
PROB.COND.CONSOM. SPIRIT(LI/ADULTE)	PRSPI	-.019 *	-.127 *	.144 -.029 **	.026 -.015 *	-.067 -.013 *	.023 -.016	.118 -.026	.025 .000 *	-.138 -.005 *	.048 -.015	-.115 -.021	.043 -.015
PROB.COND.CONSOMME VIN(LI/ADULTE)	PRVIN	.009 *	.019 *	-.153 .012 **	-.020 .006 *	-.163 .005 **	-.026 .006	-.125 .011	-.009 .000 *	-.076 .003 *	-.035 .007	-.102 .009	-.037 .007
PROB.COND.CONSOMME BIERE(LI/ADULTE)	PRBIE	.002 *	.001 *	-.190 .003 **	-.002 .001 *	.126 .001 *	-.003 .001	-.167 .002	.017 .000 *	.087 .001 *	-.066 .001	.004 .002	-.064 .001
PROB.COND.CONSOMME CIDRE(LI/ADULTE)	PRCID *****	-.013 **	.005 *	.002 -.015 *	-.007 -.007 *	.003 -.007 *	-.006 -.007	.003 -.013	-.002 -.001 *	-.023 -.004 *	.004 -.009	-.017 -.012	.004 -.009

D. Variante : effet des jours de pleine lune sur la visibilité

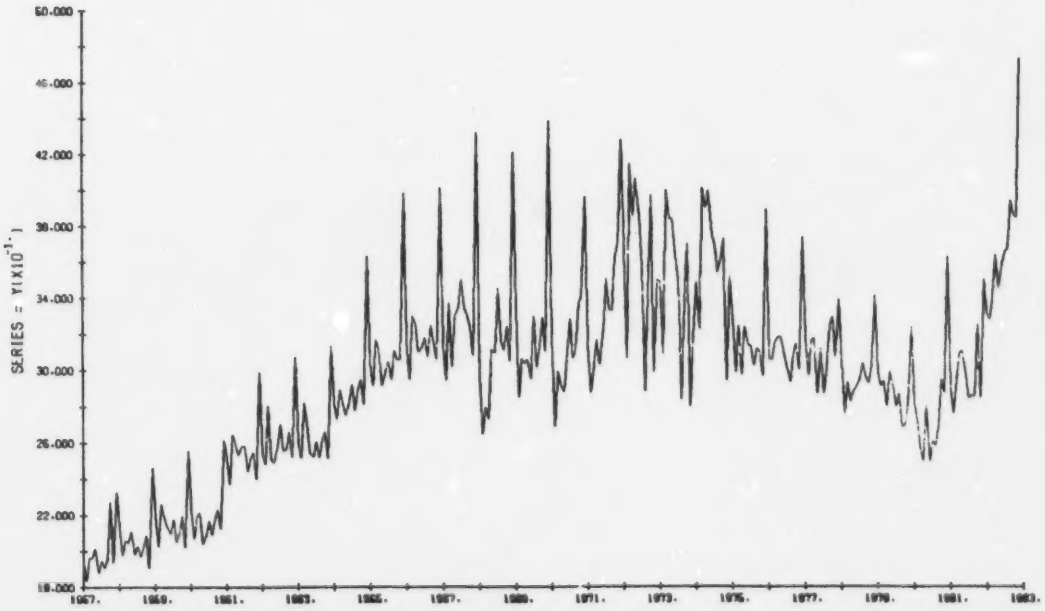
Y-E = CONSOMMATEURS -EBRIETE OU VIGILANCE		GARI	DICRI	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
HEURES HEBDO.TRAVAIL.SECTEUR MANUF.	HEUMM			-.879 **	.100 *	.484 *	.118	-.863	.135 *	.339 *	.250	.445	.257
PROB.COND.CONSOMME MEDIC.(B/ADULTE)	PRMED	-.018 *		.057 -.016 *	.279 -.009 ***	.128 -.011 *	.273 -.009	.104 -.014	.008 -.001 *	-.083 -.014 *	.281 -.010	.190 -.023	.278 -.010
PROB.COND.CONSOM. ALCOOL(LI/ADULTE)	PRALT	-.020 *	-.190 **	.027 -.027 *	-.010 -.016 *	-.238 -.021 **	-.020 -.016	.017 -.026	.035 .002 *	-.390 -.013 ***	.015 -.014	-.410 -.029	.001 -.015
JOURS DE PLEINE LUNE PAR MOIS	LUNPM *****	.303 *		.013 .002 *	-.002 .001 *	-.040 .002 *	-.004 .001	.010 .002	.001 .000 *	-.060 .002 **	-.003 .001	-.063 .003	-.005 .002



HEUHM

HEURES HEB. TRAVAILLEES DANS LE SECTEUR MANUF. AU QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)



PRMED

PROBABILITE QU'UN CONDUCTEUR AIT CONS. DES MEDICAMENTS

(JAN 1957 - DEC 1982)

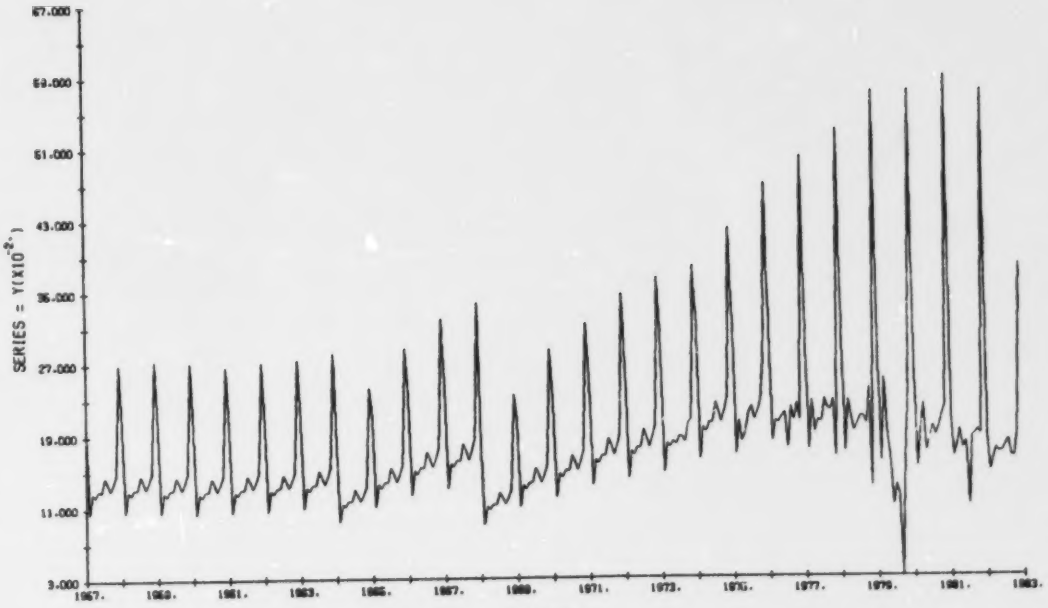
que des heures de travail plus longues haussent les accidents corporels, leur gravité et les victimes. Dans son étude de 10 000 conducteurs montréalais en 1973-76, Liddell (1982) a trouvé que le fait de travailler à des heures *irrégulières* était le "facteur" qui haussait le plus le risque relatif d'avoir un accident (fumer[23] au volant était second).

PRMED

Nous avons construit une série sur les ventes réelles dans les pharmacies, série montrée au graphique PRMED où on discerne peut-être l'impact de l'assurance hospitalisation en 1961 et celui de l'assurance maladie en juillet 1970. On trouve des études qui analysent le risque relatif associé à la consommation de médicaments (Skegg et al, 1979; Sabey, 1978). Neyroud (1976) conclut à une augmentation du risque de 50% pour les conducteurs français, l'effet étant plus net chez les femmes et les conducteurs moins âgés. Ici nos résultats montrent une hausse significative de toutes les catégories d'accidents mais une baisse et une hausse peu significative de la morbidité et de la mortalité; toutes les catégories de victimes augmentent. Nous savons que notre série comprend des ventes d'autres produits que les médicaments. Parmi les médicaments objets d'ordonnance, les trois plus importantes catégories, du point de vue du chiffre d'affaires, sont les antiasthmatiques, les produits contre les ulcères d'estomac et la pilule anticonceptionnelle au Québec.

PRALT et ALTOTPP

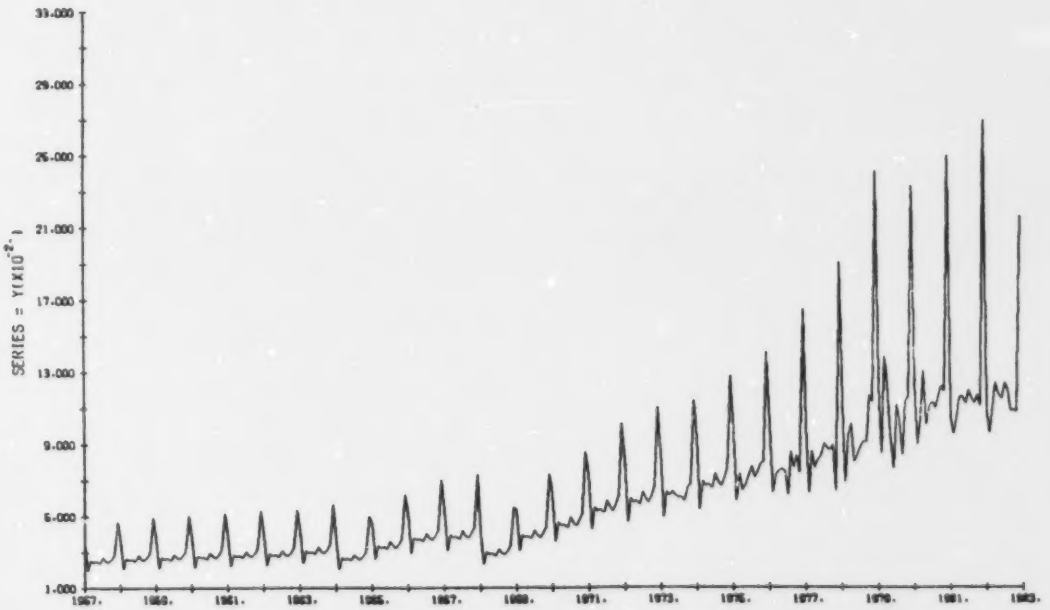
La consommation totale d'alcool par adulte, illustrée au graphique PRALT qu'on trouvera un peu plus loin après ceux de ses 4 composantes, a augmenté de 1961 à 1967, de 1969 à 1976 et baisse depuis 1977. Sa variance, toutefois,



PRSPI

PROBABILITE QU'UN COND. AIT CONS. DES SPIRITUEUX (LI/AD)

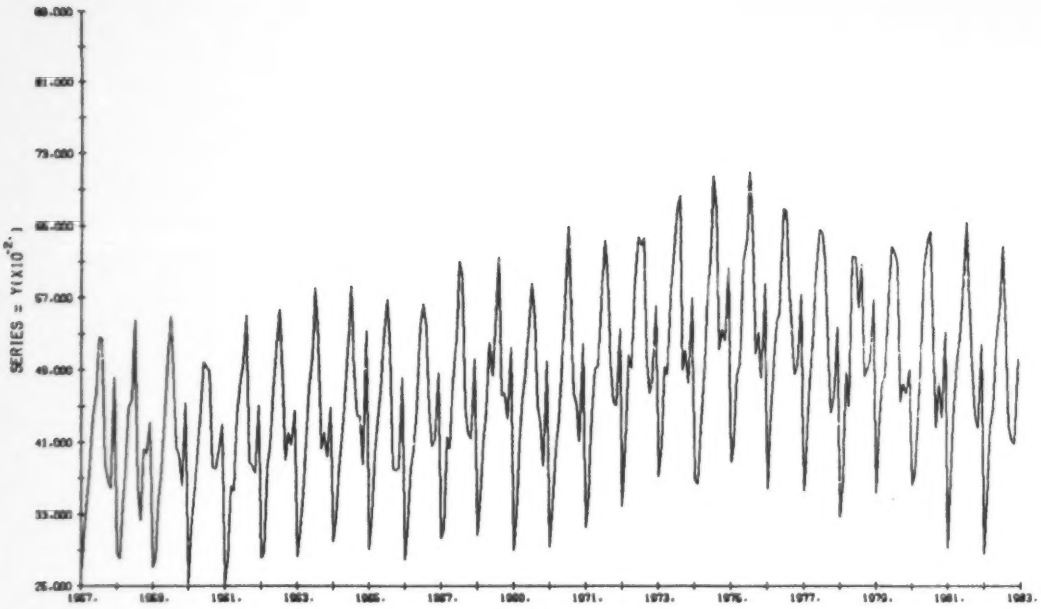
(JAN 1957 - DEC 1982)



PRVIN

PROBABILITE QU'UN COND. AIT CONS. DU VIN (LI/ADULTE)

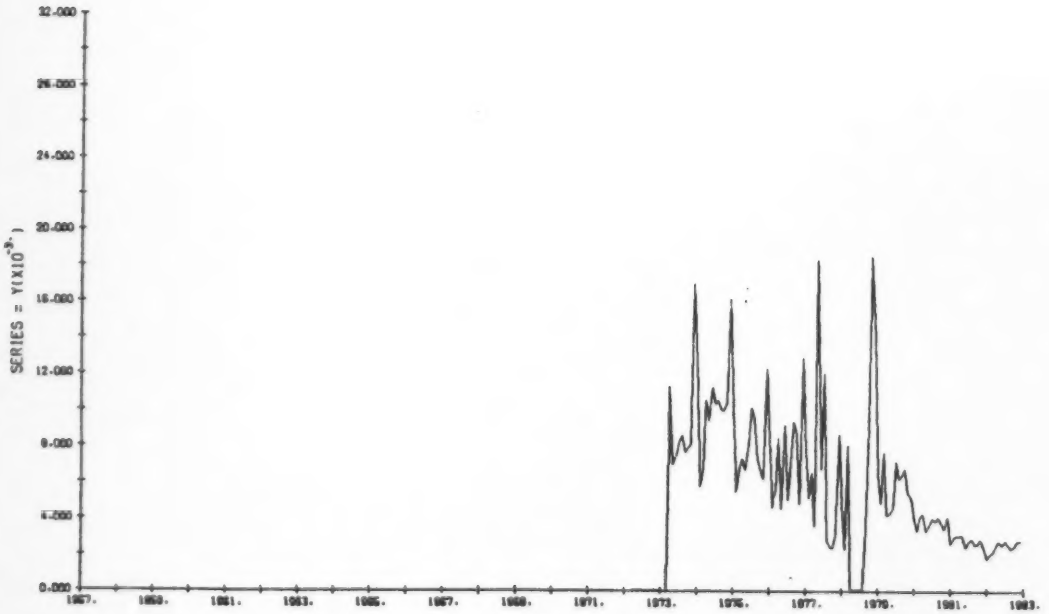
(JAN 1957 - DEC 1982)



PRBIE

PROBABILITE QU'UN COND. AIT CONS. DE LA BIERE (LI/AD)

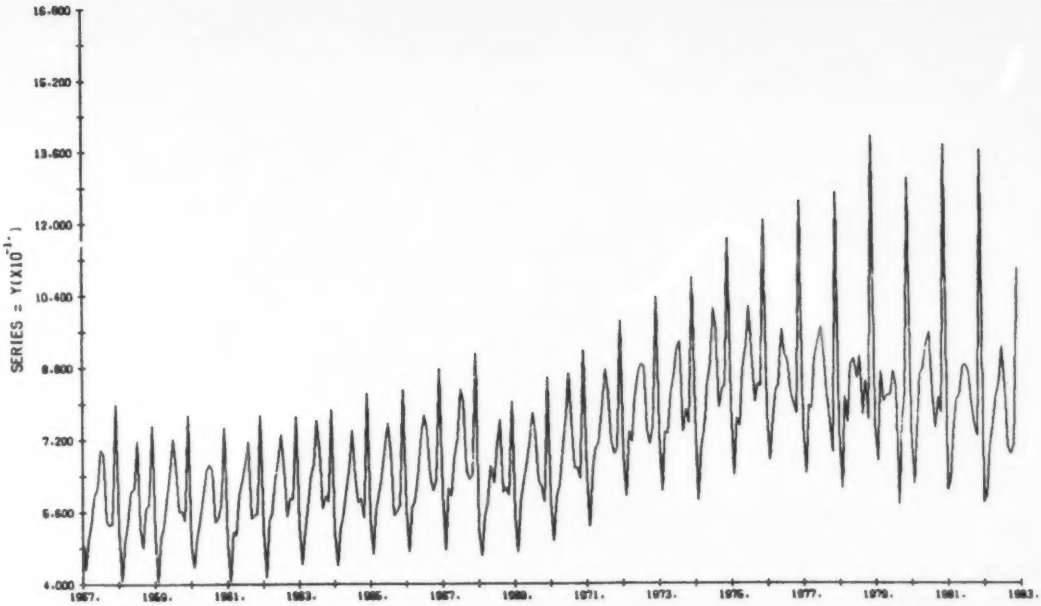
(JAN 1957 - DEC 1982)



PRCID

PROBABILITE QU'UN COND. AIT CONS. DU CIDRE (LI/ADULTE)

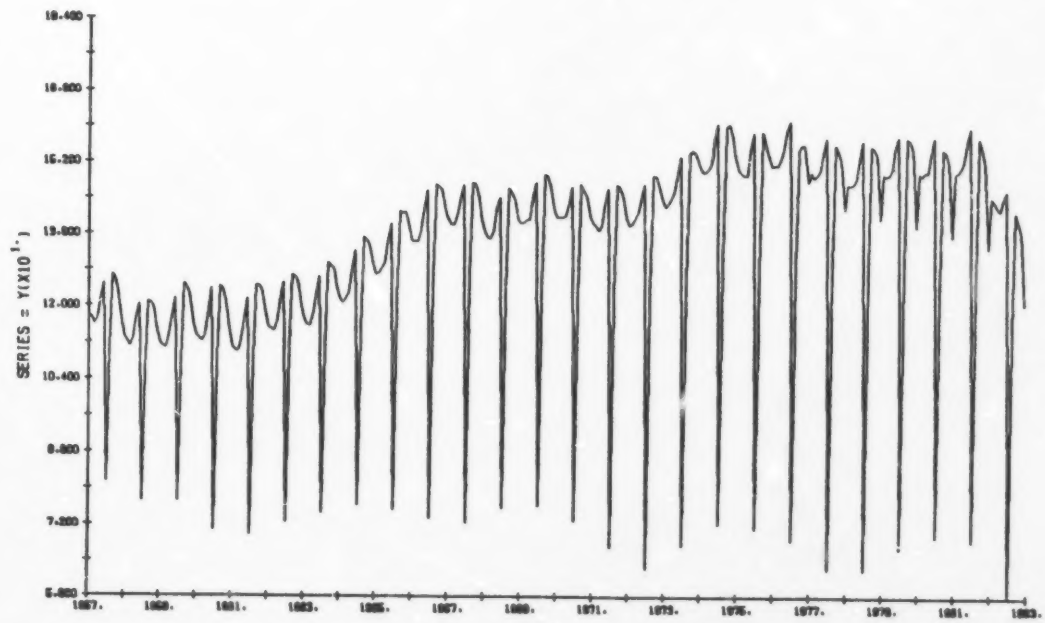
(JAN 1957 - DEC 1982)



PRALT

PROBABILITE QU'UN COND. AIT CONS. DE L ALCOOL (LI/ADULTE)

(JAN 1957 - DEC 1982)



EIQP

INDICE DE PRESENCE A L'EMPLOI AU QUEBEC (1949=100)

(JAN 1957 - DEC 1982)

augmente*. Pour examiner ses effets sur la sécurité routière, il y a lieu de distinguer deux questions : quelle proportion des conducteurs boivent ? comment le risque d'accidents varie-t-il avec la boisson ?

La mesure communément acceptée de l'alcoolémie est le taux d'alcool dans le sang (TAS), mesuré en mg/100 ml. Pour bien répondre à la première question, il faut mesurer la consommation d'échantillons des conducteurs. Les rares mesures faites montrent qu'un très faible pourcentage des conducteurs ont des TAS au-dessus de 50 mg/100 ml, comme on peut le voir au tableau 12, abrégé de Recherche Routière (1978), et un pourcentage plus faible encore ont

TABLEAU 12 : Pourcentage des conducteurs présentant divers TAS

Pays	Année	Heures	TAS en mg %		
			0-49	50-99	100 +
Angleterre	1964	18-24 h.	97,8	1,9	0,3
France	1977	18-24 h.	92,4	5,3	2,3
Etats-Unis	1973	22-03 h.	86,5	8,5	5,0
Pays-Bas	1973	22-03 h.	85,0	9,0	6,0
Canada	1974	22-03 h.	88,8	7,1	4,1

des TAS de plus de 100 mg/100 ml, niveau auquel le conducteur est considéré "inept". Même aux heures auxquelles on retrouve le plus de conducteurs ayant consommé de l'alcool, mesurés sur 24 heures, les pourcentages seraient très inférieurs encore.

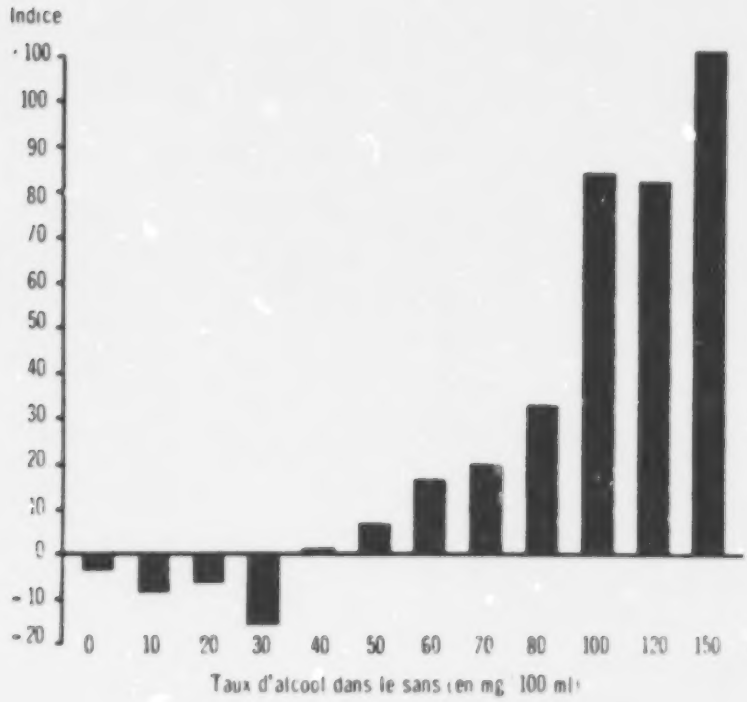
* Il s'agit ici de l'alcool "pur" contenu dans les diverses boissons alcooliques : 12% du volume du vin, etc.

On ne peut répondre à la deuxième question en calculant seulement quel pourcentage des accidentés ont consommé diverses quantités d'alcool. Quand on le fait, on trouve qu'un conducteur inepte est impliqué dans 5 à 10% des accidents au cours desquels un véhicule a quitté la route, dans environ 45% des accidents corporels graves et dans environ 35% (Angleterre et Pays de Galles en 1975, Canada en 1973) ou plus (Etats-Unis en 1972) des accidents mortels. Mais de tels chiffres ne disent pas quel pourcentage de ceux qui avaient ces mêmes TAS *n'ont pas eu d'accident*. Il faut, bien sûr, mesurer comment le risque relatif varie avec la consommation d'alcool. Il y a peu d'enquêtes qui le font. Dans l'étude de Recherche Routière (1978) dont sont tirées ces données, et qui résume cette question, on trouve seulement 5 enquêtes qui utilisent cette méthodologie. La plus considérable est celle de Grand Rapids, Michigan (qui considérait 4 fois plus d'accidents que toutes les autres ensemble), dont nous tirerons plusieurs informations importantes. Dans le groupe des accidentés :

i) les conducteurs ayant des TAS inférieurs à 40 mg/100 ml étaient représentés de manière *moins* que proportionnelle; l'allure de la courbe est donnée au graphique RISQUE tiré de Goldberg et Havard (1968); on y voit clairement une *baisse* du risque tant que la consommation n'atteint pas 35 ou 40 mg/100 ml; les courbes de Manhattan et de Toronto illustrées dans Recherche Routière (1978) indiquent aussi dans le même domaine une diminution de la probabilité relative d'implication dans un accident en fonction du taux d'alcool dans le sang;

(GRAND RAPIDS, MICHIGAN, TOUS ACCIDENTS)

INDICE DE PROBABILITE D'ACCIDENTS
SUIVANT LE TAUX D'ALCOOL DANS LE SANG DU CONDUCTEUR



Graphique RISQUE

ii) en isolant de l'ensemble des accidents ceux dans lesquels un seul véhicule est impliqué, pour isoler les conducteurs "responsables", l'effet est plus marqué encore : à 30 mg/100 ml, un conducteur a 33% de chances de *moins* de provoquer un accident que s'il n'a rien bu;

iii) en isolant les conducteurs qui reconnaissent absorber quotidiennement de l'alcool, on trouve qu'ils sont *sous*-représentés de 40% dans le groupe des accidentés. Dans le mêmes sens, Perrine et al, (rapporté dans Recherche Routière, 1978, p. 48) ont trouvé, à partir de l'enquête du

Vermont, que le pourcentage des conducteurs tués baissent linéairement de 40 à 10% quand on le reliait à L'Indice Quantité-Fréquence (IQF) de la boisson préférée. Le pourcentage de tués diminuait aussi de 30 à 20% suivant cet indice pour les conducteurs en "état d'imprégnation éthylique"; par contre, il augmentait de 3 à 60% pour les conducteurs sans antécédent (sans condamnation pour conduite en état d'ivresse).

Nos résultats sont les suivants au tableau 9.10.A :

- la consommation plus élevée d'alcool hausse légèrement la consommation d'essence; il est possible que les gens qui ont bu réduisent en moyenne beaucoup leur vitesse[24], et qu'en même temps l'alcool représente l'activité sociale qui n'est pas représentée dans la section A des activités économiques;
- à consommation de carburant donnée, l'alcool fait baisser les accidents mortels, la mortalité et les morts et augmente les accidents matériels et les blessés;
- les élasticités totales, qui sont de -0,001 et -0,442 seraient 0,089 et -0,311 avec un modèle linéaire et 0,008 et -0,50 avec un modèle log-linéaire;
- on peut donc dire que l'alcool réduit le nombre de morts sans affecter le nombre des blessés. Il n'a pas d'effet (0,004) sur le nombre total d'accidents.

Pour que ce résultat soit possible, il faut que les consommations supplémentaires d'alcool soient dans la zone de moins de 40 mg/100 ml ou que la pratique de boire fréquemment et en petites quantités tous les jours, à table en particulier, se répande dans la population.

Pour mettre ce résultat à l'épreuve, nous avons modifié la formulation économique du modèle plusieurs fois : nous avons utilisé le niveau absolu de l'ensemble des variables suivant : chômage, nombre de femmes enceintes, consommation de médicaments et d'alcool; nous avons aussi formulé un modèle en divisant toutes ces variables par le nombre de permis de conduire au lieu d'utiliser le nombre d'adultes comme dans le modèle de référence. Sans succès! On constatera au tableau 9.10.B que les résultats n'ont pas changé pour la peine, ni pour ALTOTPP, ni d'ailleurs pour l'autre (MEDPP) que l'on voit (la même chose est vraie de CHOMPP et FEVMPP que l'on ne voit pas).

On verra au tableau 9.10.C qu'il y a des différences importantes entre les diverses catégories d'alcool. Elles sont importantes parce qu'on peut constater sur les graphiques que le vin constitue la seule forme d'alcool dont la consommation soit en hausse : les spiritueux et la bière sont en baisse; le cidre n'est pas très pétillant... Dans l'échantillon de Grand Rapids mentionné plus haut, les buveurs de bière et de vin sont surreprésentés; par contre Perrine a trouvé, sur l'ensemble des données américaines, que les variables significatives corrélées aux collisions après avoir bu étaient la bière (positivement) et le vin (négativement).

Nous trouvons que

- les consommations de carburant augmentent avec la bière et le vin, diminuent avec les spiritueux et réagissent de façon mixte avec le cidre;
- le vin réduit toutes les catégories d'accident, de gravité et de victimes, surtout les morts;
- la bière est la seule forme d'alcool à hausser la mortalité et les morts tout en réduisant les blessés; le cidre et les spiritueux font l'inverse.

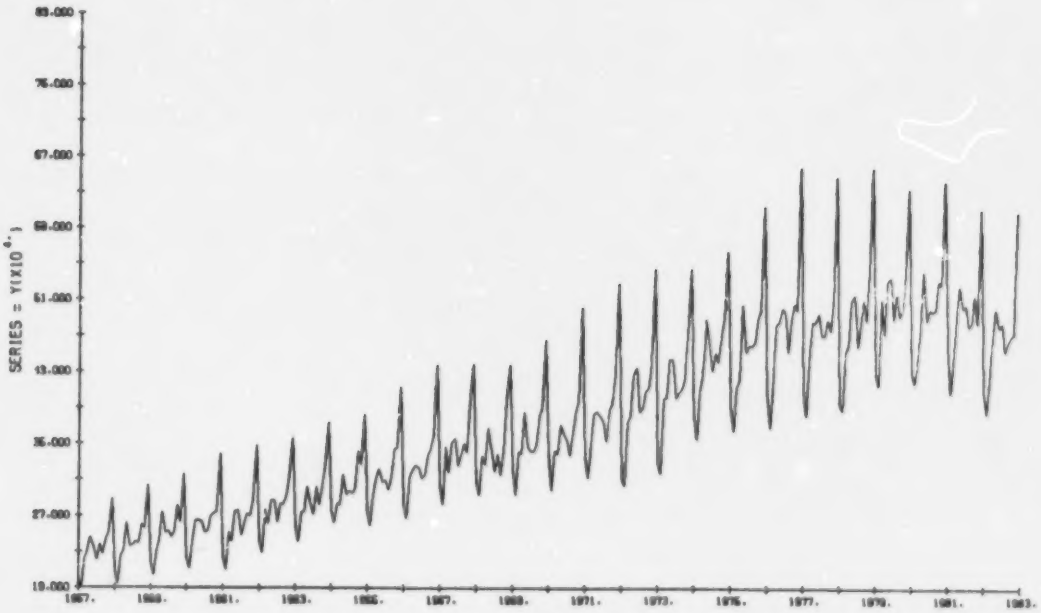
On trouvera au tableau 9.10.D une variante du modèle de référence qui consiste à ajouter aux variables le nombre de jours de pleine lune par mois LUNPM. Cette variable, qui peut représenter la probabilité plus élevée qu'on voit bien la nuit, réduit les morts de 6% par jour de pleine lune et les blessés de 0,3% mais ces effets ne sont pas très significatifs.

• A = activités finales et intermédiaires

Les ventes d'essence sont, comme on le voit au tableau 9.11, très influencées par certaines activités récurrentes comme l'emploi (voir graphique EIQP), les ventes au détail (voir graphique RSIDPQ), les vacances et les livraisons manufacturières (n'oublions pas que la grande majorité des véhicules utilitaires et des camions fonctionnent à l'essence) et un peu par des activités

TABLEAU 9.11 : Élasticités directes et indirectes,
A = activités finales et intermédiaires

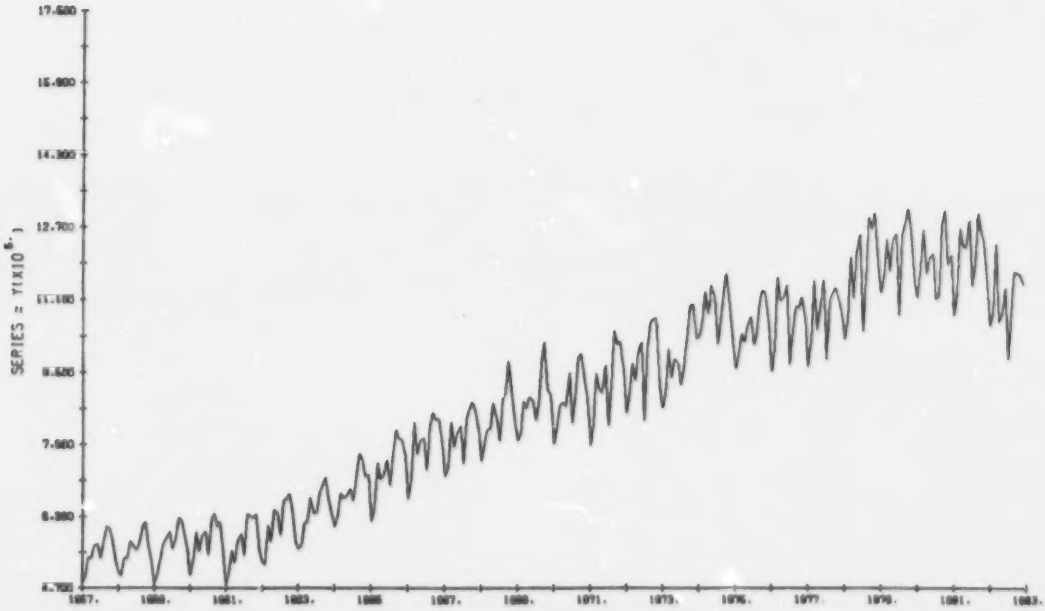
A = ACTIVITES FINALES ET INTERMEDIAIRES		GAR1	DICR1	HA	NH	HO	COR	ACC	HBC	HTC	HT	DE	VI
INDICE PRESENCE EMPLOI	EIQP	.163 **		.142	.079	.096	.079	.128	.011	.123	.090	.202	.094
PROD.DEPL.(M.R.1) SOIT MOTIF TRAV.	PRMTRAR1			.448 ***	.265 **	.246 *	.264	.408	.046 *	.074 *	.310	.338	.311
VENTES AU DETAIL REELLES	RSIDPQ		.492 ***	.026	.015	.022	.016	.024	-.007	-.008	.008	.008	.008
VENTES AU DETAIL REELLES PAR EMPLOI	RSIDPQPE	.240 ///		.209	.116	.141	.117	.189	.016	.181	.133	.297	.139
PROD.DEPL.(M.R.1) SOIT MOTIF MAGAS.	PRMMAGR1			.211 **	.160 **	.447 ***	.172	.203	-.076 *	.694 ***	.096	.866	.122
INDICE VACANCES	VVMD	.018 **		.016	.009	.011	.009	.014	.001	.014	.010	.022	.010
PROD.DEPL.(M.R.1) SOIT MOTIF VAC.	PRMVACR1			.029 ***	.012 *	.058 ///	.014	.026	.005 *	.028 **	.019	.042	.019
EXPO 1967	EX7 ---	.020 *		.017	.010	.012	.010	.016	.001	.016	.011	.026	.012
JEUX OLYMPIQUES 1976	JO --	-.002 *		-.002	-.001	-.001	-.001	-.002	-.000	-.002	-.001	-.003	-.001
LIVRAISONS MANUFACTURIERES REELLES	LIVMAD		.228 *	.012	.007	.010	.007	.011	-.003	-.004	.004	.004	.004
LIVRAISONS MANUF.REELLES PAR EMPL.	LIVMADPE	.094 *		.081	.045	.055	.045	.073	.006	.070	.052	.116	.054
AUTOBUS-MOTEURS CTEUR	VEHSF		.192 *	.010	.006	.009	.006	.009	-.003	-.003	.003	.003	.003



RSIDPQ

VENTES AU DETAIL REELLES AU QUEBEC (MILLIERS $)

(JAN 1957 - DEC 1982)



LIVMAD

LIVRAISONS MANUFACT. REELLES AU QUEBEC (MILLIERS $)

(JAN 1957 - DEC 1982)

spéciales qui incitent à sortir, comme l'Expo 67, ou à regarder la télévision, comme les Jeux Olympiques. Les ventes de diesel dépendent aussi des ventes au détail, des livraisons manufacturières, sans compter le niveau de service des véhicules de surface de la C.T.C.U.M. Toutes ces variables ont sur les accidents, leur gravité et les victimes des effets par les élasticités indirectes.

Trois d'entre elles apparaissent dans les équations d'accident et de gravité (et ont alors des conséquences directes sur les victimes) sous forme d'indices d'activité par unité de carburant vendue : elles représentent l'effet de chacun de ces 3 motifs de déplacement par rapport au motif "résiduel" qui n'est pas représenté. On peut penser pour lui aux activités personnelles et à la vie familiale. Par rapport à ce motif, les 3 motifs représentés haussent le nombre des victimes, surtout des morts; le plus grand effet relatif sur les morts est celui des déplacements à motif magasinage; le motif travail a un effet également réparti entre les morts et les blessés.

• ET = et cetera - administratives, agrégation et constantes

Nous nous limiterons à commenter brièvement les variables administratives qui influencent la mesure des accidents : les variables d'agrégation et la constante présentées au tableau 9.12 sont de peu d'intérêt puisque les premières jouent un rôle complexe de normalisation et de correction pour tenir compte des longueurs des mois variables alors que la dernière, qu'on ne cherche jamais à interpréter, assure l'invariance des coefficients aux unités de mesure en plus de jouer son rôle usuel.

TABLEAU 9.12 : Élasticités directes et indirectes,
ET = et cetera - administratives, agrégation et constante

ET-AD = ET CETERA - ADMINISTRATIVES		GARI	DICRI	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
EXISTENCE RAPPORT ACC.UNIF.EN 1978	DUM78RAU			.029				.023					
				*									
SOUS-EST.DUE AU RAP.ACC.UNIF. 1978	SED78RAU			-.024				-.019					
				*									
LIMITE INF.REEL. ACC.A DOM MAT.SEUL	DMSR			-.018				-.041					
				///									
REGIME DU CONSTAT AMIABLE 01/06/79	CONSTA			-.073				-.057					
				*									

ET-AG = ET CETERA - AGREGATION		GARI	DICRI	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
NOMBRE DE JOURS DE TRAVAIL PAR MOIS	WD	.184	-.815	.428	.183	-.078	.172	.370	.120	-.052	.292	.120	.286
				.106	.058	.067	.058	.096	.018	.124	.077	.183	.080
		**	**	***	**	*			**	*			
NOMBRE DE SAMEDIS PAR MOIS	SAT	-.032	-.147	.148	.160	-.049	.151	.149	.060	-.187	.212	-.036	.203
				-.036	-.020	-.026	-.020	-.032	.000	-.022	-.020	-.042	-.021
		**	**	***	***	*			*	**			
NOMBRE DE DIMANCHES,FETES PAR MOIS	SND	-.049	-.130	.156	.095	-.009	.091	.142	.059	-.038	.149	.053	.145
				-.049	-.028	-.035	-.028	-.045	-.007	-.035	-.029	-.062	-.030
		**	**	***	**	*			*	*			

ET-SC = ET CETERA - SAISONNIERES,CONSTANTE		GARI	DICRI	MA	MM	MO	COR	ACC	MBC	MTC	MT	DE	VI
CONSTANTE DE LA REGRESSION	CONSTANT	-2.190	-.188	6.490	.119	4.100	.286	5.144	.779	4.370	1.083	4.656	1.188
				-1.078	-1.042	-1.273	-1.052	-1.699	-.142	-1.616	-1.194	-2.668	-1.244
		**	*	///	*	**			*	**			

DUM78RAU et SED78RAU

Les accidents sont rapportés par la police. Durant notre période, 3 événements ont pu influencer de manière importante la mesure. La première est le resserrement des procédures policières impliqué par la loi d'indemnisation des victimes de la route en 1961. Comme nous l'avons indiqué lors de la discussion sur la variable LOIIND, on ne peut distinguer l'effet "comptable" de l'effet réel excepté sur les accidents mortels car il n'y a pas eu de modification à l'enquête du coroner : elle a toujours lieu. La seconde est l'imposition d'un rapport d'accident par la Commission de Police à partir de 1970. Ce rapport, émis par règlement, ne pouvait être modifié et faisait encourir une pénalité à celui qui ne le rapportait pas au ministère des Transports. Compte tenu du resserrement imposé 9 ans avant et après discussion avec les policiers concernés par cette mesure et par l'informatisation qui a suivi, il n'a pas semblé bon de faire d'essai avec une variable auxiliaire qui a peut-être

un rôle à jouer dans la mesure des accidents légers et qui aurait pu être très collinéaire avec la loi sur l'ivressomètre. Par contre, il était important de vérifier si l'implantation d'un rapport d'accident uniforme long et complexe en janvier 1978 avait causé une sous-estimation des accidents matériels. Nous avons vérifié (et la présence d'une sous-estimation décroissante au cours de l'année 1978 (SED78RAU) et son niveau moyen (DUM78RAU) : nous n'avons trouvé aucun effet significatif.

DMSR

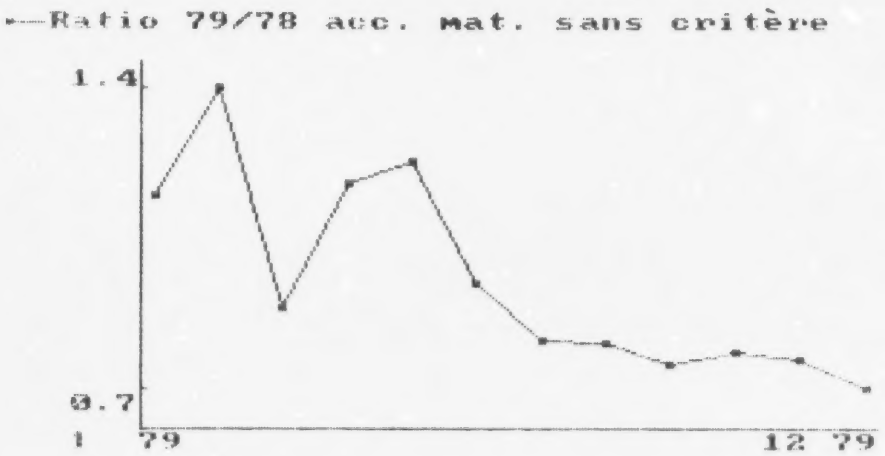
Les policiers doivent décider sur les lieux d'un accident de l'ordre de grandeur des dommages matériels. Les statistiques officielles utilisées ici excluent les accidents de la catégorie la plus basse, dont le *critère* a changé dans le temps. Nous estimons que doubler cette limite a réduit le nombre d'accidents avec dommages matériels seulement de 80%. La différence entre le nombre rapporté et le nombre sans critère est inscrite au tableau 13. Le critère a augmenté de 200 $ à 250 $ au cours de l'année 1978.

TABLEAU 13 : Accidents avec dommages matériels seulement mesurés avec et sans critère

	1978	1979	1980	1981	1982
1. Sans critère :	226 384	216 704	204 492	191 024	165 235
2. Avec critère :	172 489	159 747	152 348	143 868	124 761
3. Différence :	53 895	56 957	52 144	47 156	40 474
3/1 × 100 :	23,81%	26,28%	25,50%	24,68%	24,50%

CONSTA

Depuis le ler juin 1979, les automobilistes peuvent faire un constat à l'amiable lors d'accidents avec dommages matériels seulement. Nous calculons que cette pratique a réduit le nombre[25] d'accidents matériels MA (avec critère) expliqué par le modèle, de 7,3% et le nombre total d'accidents ACC de 5,7%.



Ratio 1979/1978 du nombre mensuel total d'accidents matériels (sans critère de valeur) déclarés à la police

Graphique RASC7978

Pour calculer la baisse du nombre d'accidents rapportés à la police, il faut tenir compte des accidents très nombreux dont la valeur est inférieure au critère de 250 $. On voit au graphique RASC7978 le ratio entre le nombre total d'accidents pour dommages matériels seulement rapporté à la police en 1979 et sa valeur en 1978 : le ratio chute dramatiquement en juin. Si on accepte que sa baisse soudaine de 1,17 en moyenne avant juin à 0,958 en moyenne après juin est une estimation grossière de l'effet réel, le nombre total d'acci-

dents matériels rapporté à la police a baissé de 18,4% : 11,1% sont des accidents qui auraient été estimés par les policiers à moins de 250 $ et 7,3% sont des accidents qui auraient été estimés à plus de 250 $. Pour mettre sur la même base les accidents de 1978 et de 1980 au tableau 13, il faudrait augmenter ces derniers de 23,0% (les multiplier par 1,174/0,958) : le chiffre de 1980 serait alors 250 598 ou 10,54% de plus qu'en 1978.

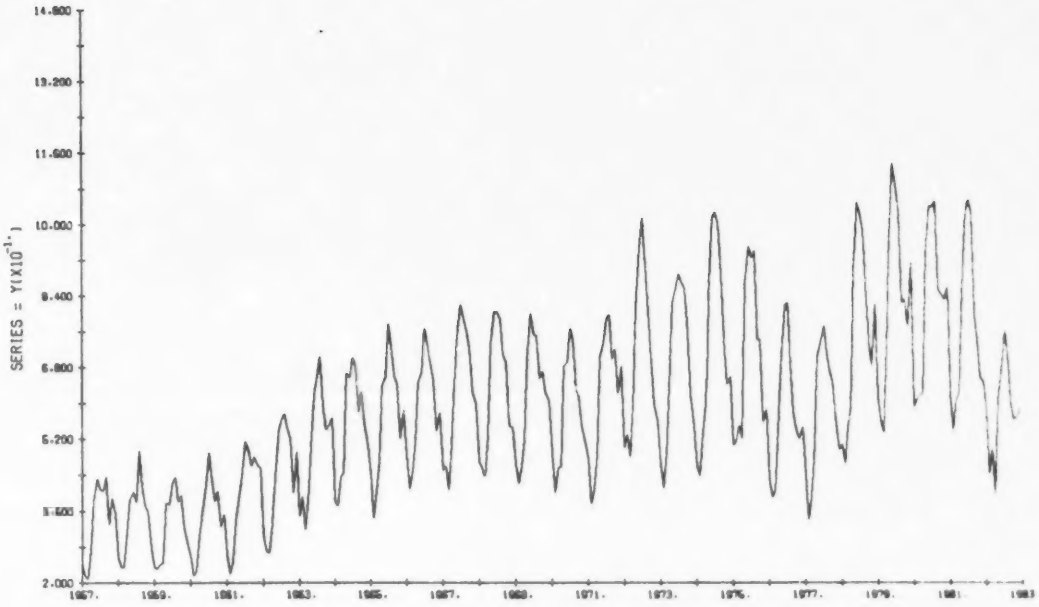
5. CONCLUSION

5. CONCLUSION

Quand on compare les graphiques du nombre de blessés et de morts per capita, HTPCAP et DEPCAP, aux graphiques du nombre de blessés et de morts HT et DE, on remarque que l'allure des deux premières courbes est plus applatie que l'allure des deux dernières, mais rien d'autre. Si nous avions choisi d'expliquer les *taux* de morts ou de blessés, plutôt que les *niveaux*, nous aurions sans doute eu des résultats très semblables.

Nous constatons que, malgré le caractère fragile des conjectures que nous avons utilisées et la complexité de formes réduites causée par l'absence de séries utilisables sur la vitesse et le port de la ceinture et du baudrier, les résultats sont interprétables. De plus, nous avons souvent comparé nos résultats obtenus avec les formes mathématiques optimales à ceux qui auraient été obtenus avec un modèle linéaire ou log-linéaire et le lecteur aura constaté que nos résultats se situaient généralement entre les deux et pressenti la robustesse numérique des résultats. Cette robustesse a été mise à l'épreuve par divers tests de spécification du modèle économique et diverses modifications de la liste des facteurs explicatifs. Nos 313 observations mensuelles et l'utilisation de l'autocorrélation multiple spécifique à chaque équation nous ont permis d'atteindre une efficacité certaine dans l'utilisation de l'information contenue dans notre fichier.

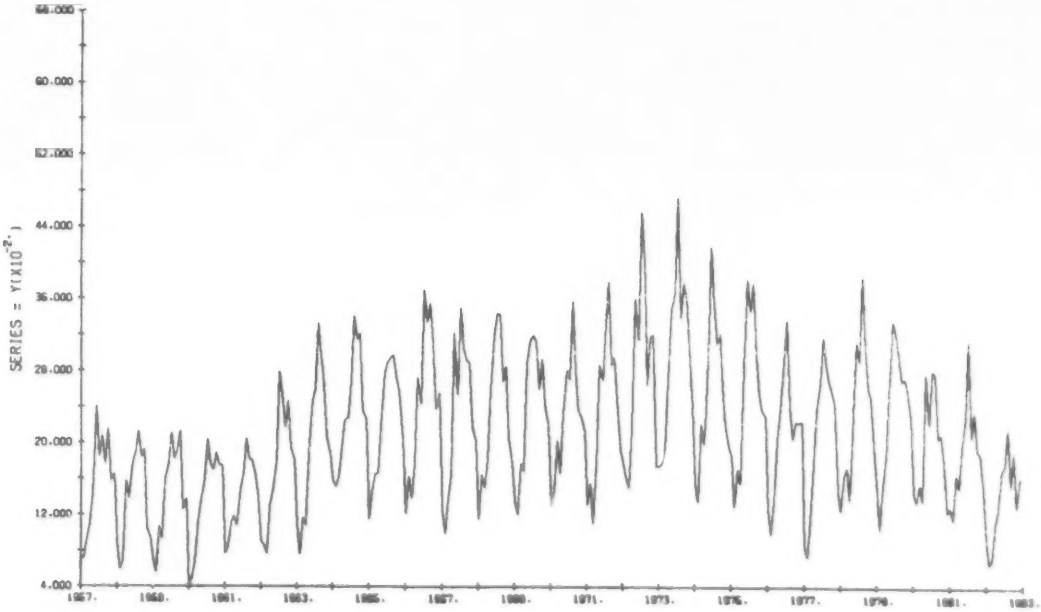
Nous allons résumer brièvement les résultats en suivant la structure de ce travail : d'abord les variables spécifiques au modèle de demande de carburant, ensuite les variables du modèle DRAG proprement dit, et de ses variantes. Nous ajoutons enfin quelques résultats tirés du modèle subsidiaire. Nous nous abstiendrons de mises en garde et des nuances dans l'affirmation des résultats.



HTPCAP

NOMBRE DE BLESSES SUR LES ROUTES AU QUEBEC PAR 1.000 H.

(JAN 1957 - DEC 1982)



DEPCAP

NOMBRE DE TUES SUR LES ROUTES AU QUEBEC PAR 10.000 H.

(JAN 1957 - DEC 1982)

5.1 Demande de carburants : abrégé des résultats

1. l'évasion fiscale, qui consiste à faire le plein de carburant en Ontario plutôt qu'au Québec, ou l'inverse si cela est avantageux, peut réduire les ventes de diesel de 15% si le prix québécois est 10% plus élevé que le prix ontarien;

2. l'utilisation de colorant rouge dans l'huile à chauffage a réduit en novembre 1981 l'importante fraude fiscale qui existait depuis l'imposition à taux réduit de l'huile à chauffage en avril 1961 et que l'ajout d'un colorant bleu en juin 1973 n'avait que partiellement enrayée. La fraude réduisait probablement les ventes de diesel de 5 à 15%;

3. les ventes de diesel sont sensibles à plusieurs activités hors-route, dont l'activité forestière, l'activité agricole et les grands travaux de génie. L'activité agricole a aussi une influence significative sur les ventes d'essence. Une hausse de 50% de ces activités implique une hausse des ventes de diesel de 18% et des ventes d'essence de 2%;

5.2 Modèle DRAC et ses variantes : abrégé des résultats

D = demande

4. les hausses de la consommation d'essence augmentent le nombre total de morts plus que proportionnellement et le nombre de blessés moins que proportionnellement;

5. les hausses de consommation de diesel augmentent très peu le nombre total de blessés et de morts; à kilométrage comparable aux autres véhicules, les camions lourds augmentent le nombre de blessés et de morts (45%)

moins que proportionnellement; en effet, à kilométrage comparable, ils font autant de blessés que les autres véhicules mais 2 fois moins de morts; ce résultat est possible parce que la faible gravité de leurs accidents compense des taux d'accidents par kilomètre plus élevés que ceux des voitures;

P = prix

6. une hausse du prix réel de l'essence de 10% réduit le nombre de blessés de 4,2% et le nombre de morts de 2,2%;

7. une hausse du prix réel du diesel de 10% réduit le nombre total de victimes de 2% (et semble avoir un effet disproportionné sur le nombre de morts);

8. une hausse du coût réel d'entretien des véhicules réduit proportionnellement le nombre de morts et (20%) moins que proportionnellement le nombre de blessés;

9. une hausse du prix du transport en commun à Montréal augmente légèrement le nombre de victimes;

10. une hausse du coût des autres biens que le transport encourage la consommation de l'essence, dont le prix relatif a diminué, et augmente indirectement le nombre de victimes;

M = motorisation

11. les ajouts au parc de véhicules utilitaires qui fonctionnent à l'essence semblent indiquer que ces derniers sont deux fois plus utilisés que les voitures ajoutées au parc automobile existant; la structure du modèle

implique alors que chaque véhicule utilitaire supplémentaire a deux fois plus d'influence sur les accidents et leurs conséquences que la voiture particulière supplémentaire;

12. malgré que les petites voitures ajoutées au parc soient en moyenne 2 fois moins utilisées que les plus grosses, une augmentation de leur part du marché augmente sensiblement le nombre de morts et un peu moins le nombre de blessés;

13. la disponibilité de la ceinture et du baudrier a probablement augmenté le nombre de toutes les catégories d'accidents, réduit leur gravité moyenne et augmenté le nombre de blessés et de morts;

N = réseaux - réglementation, lois, police

14. la loi sur le port obligatoire de la ceinture et du baudrier conjuguée à la réduction des limites de vitesse depuis 1976 a réduit le nombre de blessés de 4,9% et de morts de 2,9% : la baisse des accidents corporels a plus que compensé la hausse de la gravité des accidents qui en sont les effets;

15. la loi sur l'ivressomètre du 1er décembre 1969 a réduit le nombre de blessés de 2,9% et n'a pratiquement pas réduit le nombre de morts;

16. le régime des points de démérite du 1er mars 1973 a réduit le nombre de blessés de 11% et le nombre de mort de 2,4%;

17. le nouveau code de la route d'avril 1982 a réduit le nombre de blessés de 23,8% et le nombre de morts de 13,2%;

18. une hausse de la surveillance de la Sûreté du Québec de 10% réduit les blessés de 2,7% et les morts de 6,1%; pour la police de la Communauté Urbaine, les effets correspondants sont une hausse des blessés de 7,5% et une baisse des morts de 4,8%;

N = réseaux - temps de transport, service

19. les grèves des transporteurs publics ont des effets significatifs sur la consommation de l'essence et du diesel; les grèves du réseau complet de la C.T.C.U.M. augmentent les victimes mais les grèves de la C.T.C.U.Q. et de Voyageur les réduisent de manière significative, surtout les tués;

N = réseaux - infrastructure, climat

20. les autoroutes haussent la consommation de carburant et le nombre des accidents mortels mais réduisent le nombre de blessés et de morts;

21. le mauvais temps réduit le nombre de morts et a des effets mélangés sur le nombre de blessés;

22. le froid augmente beaucoup les accidents matériels et réduit beaucoup les accidents mortels;

Y = consommateurs - caractéristiques générales

23. une hausse du nombre de permis de conduire par voiture réduit les accidents avec dommages matériels et le nombre de blessés; elle augmente le nombre de morts;

24. la hausse du chômage réduit la demande d'essence et, à demande d'essence donnée, le nombre d'accidents de toutes catégories et leur gravité;

25. la loi d'indemnisation des victimes de la route de juillet 1961 a augmenté le niveau des accidents matériels de 28,5%, pourcentage qui comprend sans doute une part d'effet du resserrement des procédures comptables de la police; elle a augmenté les blessés de 8% et réduit les morts de 4,7%;

26. la loi de l'assurance automobile de mars 1978 a augmenté les accidents matériels de 11%, les blessés de 26,3% et les morts de 6,8%; le premier de ces pourcentages est artificiellement bas à cause des incitations accrues à se déclarer blessé; le second est haussé pour les mêmes raisons;

Y = consommateurs - âge et sexe

27. la baisse de l'âge minimum pour conduire en juin 1962 a haussé les accidents matériels de 14,8%, les blessés de 13,1% et les morts de 43,4%;

28. les accidents matériels et mortels ainsi que la mortalité sont très sensibles à des changements de la proportion de conducteurs entre 18 et 24 ans;

29. il y a de bonnes raisons de croire que la grossesse hausse les accidents matériels mais réduit les accidents corporels et les victimes. Il semble toutefois y avoir des différences importantes entre le 2ième mois, alors qu'il y a plus de toutes les catégories d'accidents et de victimes, et les autres mois; le 3ième mois, limite de l'avortement légal, ressemble au 9ième mois où il y a moins de toutes les catégories d'accidents et de victimes;

30. des indices fragiles suggèrent que les femmes ont peut-être plus d'accidents *par kilomètre* que les hommes;

Y = consommateurs - ébriété et vigilance

31. une hausse du nombre d'heures travaillées par semaine dans le secteur manufacturier semble réduire les accidents matériels de manière significative et hausser les blessés et les morts;

32. une hausse de la consommation de médicaments augmente toutes les catégories d'accidents et de victimes;

33. une hausse de la consommation totale d'alcool n'a pas d'effet sur le nombre total d'accidents ou sur le nombre de blessés; elle réduit le nombre de morts;

34. la ventilation de l'alcool par catégorie montre que le vin réduit toutes les catégories d'accidents, de gravité et de victimes; la bière hausse les morts et réduit les blessés alors que les spiritueux et le cidre font l'inverse;

35. la pleine lune semble améliorer la visibilité la nuit et réduire le nombre de victimes;

A = activités finales et intermédiaires

36. l'emploi, les ventes au détail, les vacances et les livraisons manufacturières déterminent le niveau des ventes d'essence; les ventes au détail et les livraisons manufacturières sont les indices les plus importants de la détermination du niveau des ventes de diesel à des fins routières;

37. les motifs de déplacement influencent la façon de conduire; les déplacements à motif de magazinage créent proportionnellement plus de morts que les déplacements à motif travail qui, eux, causent relativement plus de blessés, et donc de victimes, que les premiers;

38. l'utilisation par les corps policiers d'un nouveau rapport d'accident depuis 1978 n'a pas causé de sous estimation significative du nombre d'accidents matériels;

39. le régime du constat à l'amiable a réduit le nombre total d'accidents matériels rapportés à la police de 18,4% et le nombre d'accidents matériels de plus de 250 $ (expliqué par le modèle) de 7,3%.

5.3 Modèle subsidiaire : abrégé des résultats

40. la loi sur l'assurance automobile a réduit le stock de voitures particulières d'une manière statistiquement significative mais beaucoup plus faible si on l'évalue à partir d'un modèle simpliste (-0,3%) qu'à partir d'une analyse visuelle de la série qui suggère un effet 10 fois plus grand; elle a aussi augmenté le nombre de permis de conduire d'une façon difficile à détecter;

41. le prix de l'alcool, substitut aux autres biens, a atteint un niveau égal à son maximum de 1970; l'élasticité-prix suggère qu'une hausse des prix réduirait proportionnellement les ventes;

42. la loi sur l'ivressomètre de décembre 1969 a augmenté les ventes d'alcool de 4%;

43. la baisse de l'âge minimum pour acheter de l'alcool en 1970 a augmenté les ventes de 7,6%;

44. la vente du vin et du cidre dans les épiceries a augmenté les ventes totales d'alcool de 0,9%;

45. l'alcool a une élasticité revenu de 0,50.

NOTES

[1] Nous avons examiné en détail toutes les enquêtes-vitesse faites par le ministère des Transports du Québec depuis 1960. Elles ne permettent pas de construire une série chronologique mensuelle. Par ailleurs, les données sur la vitesse dans les rues de Montréal sont plus abondantes mais la série qu'on en tire (voir à ce sujet le rapport complémentaire Centre de recherche sur les Transports (C.R.T.) # 360) donnent une tendance acceptable pour Montréal mais pas pour l'ensemble du Québec.

[2] Les conditions requises pour que cette correction des données soit non biaisée, au sens statistique du terme, seront exposées dans un rapport technique subséquent que nous rédigerons avec notre collègue Jean-Marie Dufour.

[3] Nous avons estimé un modèle "direct", qui explique directement le nombre de victimes (blessés, tués) par le même ensemble de variables que celles que nous avons utilisées dans le modèle de référence utilisé plus bas (qui définit les blessés et les morts comme des produits d'un nombre d'accidents par une gravité). Nous fournisons au tableau 7 quelques informations sur cette formulation; les résultats complets des estimations ainsi que les tableaux d'élasticités directes et indirectes, sont disponibles. On pourrait aussi définir la gravité comme rapport du nombre de victimes d'une certaine catégorie sur le nombre total de victimes; ceci serait avantageux si on s'intéressait aux mesures de gravité (Lai, 1980) ou si on voulait expliciter autrement la structure (D) - (P) et négliger l'explication distincte du nombre d'accidents.

[4] Nous n'avons pas réussi à tenir compte des usages non routiers de l'essence pour les motoneiges et avions privés. Nous n'avons peut-être pas pu tenir compte de l'utilisation du diesel par certaines génératrices stationnaires de l'Hydro-Québec (les variables de climat le font peut-être) avant juillet 1970 et après août 1976; nous avons construit un indice d'activité minière dont le coefficient n'était jamais autre que zéro.

[5] Des tests ont suggéré qu'aucune de ces mesures n'ont eu d'impact sur la mesure du nombre des autres accidents. Leurs résultats ont été confirmés par des discussions avec les policiers et un examen fait par la R.A.A.Q.; cet examen a montré que l'implantation du rapport d'accident uniforme n'avait pas changé le nombre de corps policiers qui rapportaient les accidents non mortels et mortels au Bureau des Véhicules Automobiles.

[6] On pourrait transformer des variables qui comprennent des observations nulles et conserver l'invariance des résultats aux unités de mesure à condition d'ajouter, pour chaque variable ainsi transformée, une variable auxiliaire spécifique égale à 1 lorsque la variable transformée est nulle et égale à 0 autrement. Cela augmenterait le nombre de variables et exigerait un autre algorithme que le nôtre.

[7] Le modèle de référence utilise l'indice agrégé de surveillance policière SURPOL (et l'indice agrégé des grèves des policiers) plutôt que ses 2 composantes; il utilise le nombre de chômeurs, de femmes enceintes, de médicaments vendus et d'alcool consommé par adulte plutôt que par permis de conduire. Le modèle de demande de carburant comprend par ailleurs la variable MOP76 pour tenir compte des modifications de l'âge de conduire seul sans cours de conduite, variable sans effet qui n'a pas été retenue dans le modèle de référence.

[8] Des camionneurs expérimentés auxquels nous avons parlé estiment que plus de 90% du transport par camion entre le Québec et l'extérieur passe à la frontière de l'Ontario.

[9] Les parts passent de 0,5 à ((1,1)/(2,1) = 0,524), une différence de 4,76%. On obtient les deux effets en multipliant ce pourcentage par les élasticités respectives dont les valeurs calculées pour 1982 étaient -0,09 pour PQPIGA et -2,07 pour PQPID.

[10] Nous épargnerons aux lecteurs, peut-être froissés par ces élasticités, les détails que nous ont fournis des camionneurs de date récente.

[11] Pour cette équation, le modèle contraint ($\lambda_y = \lambda_x$) ne convergeait pas. Des tests supplémentaires faits sur cette équation MBC en utilisant un autre algorithme d'inversion que le nôtre montreront, dans un rapport de Jean-Victor Coté bientôt disponible, que $\hat{\lambda} = -0,95$ est optimal sans autocorrélation. Il s'agit donc d'un modèle où on régresse 1/y sur des explicatives de forme $1/X_k$. Les valeurs du log de la vraisemblance obtenues par Coté sont pour $\lambda = -0,95$: 508,968; pour $\lambda = 0$: 496,135 et pour $\lambda = 1$: 477,497.

[12] Nous avons suivi sur ce point la suggestion de T.C. Liem :

$$E(HT_t) = E(NM_t) \cdot E(MBC_t)$$

$$E(DE_t)_1 = E(MO_t) \cdot E(MTC_t)$$

$$E(DE_t)_2 = E(MO_t) \cdot E(MTMO_t)$$

où HT dénote les blessés, DE les morts, NM les accidents non mortels, MO les accidents mortels, MBC le taux de morbidité, MTC le taux de mortalité et MTMO le taux de mortalité défini autrement (morts/accident mortel). Le membre de gauche est utilisé au numérateur de (R-5); au dénominateur, on utilise HT ou DE, suivant le cas.

[13] Ces informations proviennent de conversations avec un responsable de Marlin, Detroit Diesel Inc., qui fabriquent les moteurs. On y estime qu'un gain de 0,1 mi./gallon représente une économie de carburant d'à peu près 1000 $ par an en 1983. Comme le taux officiel de consommation utilisé à des fins fiscales est 5 mi./gallon, un gain supplémentaire est réalisable avec les moteurs actuels.

[14] Ils font aussi 2 fois plus d'accidents avec dommages matériels seulement : on obtient pour les camions lourds (0,054 × 32) =) 1,73 alors que la valeur correspondante pour les voitures est 0,86.

[15] Pour en tenir mieux compte, il faudrait connaître la répartition du kilométrage total entre les véhicules de divers âges. La construction du taux d'efficacité du stock COAUT suppose une utilisation uniforme. Dans certains pays comme l'Australie, les véhicules neufs sont responsables d'une partie importante du kilométrage. Au Canada, durant le dernier trimestre de 1979, les voitures personnelles neuves parcouraient 27% de plus de kilométrage que les voitures de 1978 ou plus vieilles (Statistique Canada, 1981).

[16] Des tests faits en utilisant PGRMDSI et COAUT plutôt que PGRPKM ont donné une élasticité-prix plus élevée de 0,02 unités que celle que nous rapportons pour PGRPKM.

[17] Entre Québec et Montréal, en 1976, la répartition des déplacements des personnes était la suivante : voiture, 82,59%; avion, 8,83%; rail, 3,70% et autobus, 4,88%. Pour le Québec dans son ensemble la concurrence que font les autres modes à la voiture est faible. Aussi l'absence du prix des autres modes dans la fonction de demande d'essence ne porte-t-elle pas à conséquence.

[18] Ces données sont tirées de Crète (1982, p. 73-74) qui effectue une réconciliation entre la période de définition des immatriculations et celle des polices d'assurance. Les valeurs de 1979 et 1980 sont affectées par la méthode de réconciliation utilisée. Il est aussi probable que le changement de structure des frais d'immatriculation associé à la loi de l'assurance automobile du 1er mars 1978 encourage les agriculteurs à immatriculer moins de véhicules agricoles véritables (plaque N) qu'ils n'en assurent et/ou à déclarer des proportions de véhicules agricoles différentes des proportions déclarées avant le changement de la structure tarifaire. Cette dernière pratique affecterait les valeurs du tableau en 1978, 1979 et 1980.

[19] La plupart des assurés achetaient 100 000 $ (le minimum légal était 35 000 $). La différence de prix entre 50 000 $ et 100 000 $ est 3$ par an.

[20] La totalité des ventes d'essence et de diesel ont été assujetties à l'imputation budgétaire, y compris les ventes de carburant diesel pour des utilisations hors-route (agricoles, travaux de génie, forestage, etc.).

[21] Les données sur les taux de participation au 1er juin de chaque année sont tirées de F. Pichette (1984). Nous avons calculé le rapport des taux de titularisation des 16-17 et 18-19 ans par rapport à l'ensemble de la population de 16 ans et plus et tiré de ces taux relatifs leurs variations en pourcentage.

[22] On ne connaît pas encore les mélanges probables des produits anticonceptionnels nouveaux qui empêcheront la nidification à l'aide d'antiprogestérones.

[23] Nous avons fait un examen attentif des données fiscales du ministère du Revenu du Québec sur les tabacs et conclu qu'il serait très difficile de construire un indice utile à nos fins, dans le cadre du modèle.

[24] Plusieurs policiers m'ont affirmé qu'un conducteur qui conduit trop lentement et sans dévier de sa route est souvent ivre.

[25] Dans la mesure où la loi de l'assurance automobile de 1978 ne l'avait pas réduite à néant, la réduction importante du nombre des accidents matériels rapportés peut réduire la probabilité de mal classer les accidents entre les catégories "dommages matériels" et "accident non mortel" parce que la proportion des accidents non mortels augmente. Il y a aussi beaucoup moins d'accidents sur lesquels faire rapport et une plus grande probabilité pour la police d'arriver rapidement sur les lieux avant le départ de conducteurs impliqués dans des accidents très légers.

BIBLIOGRAPHIE

1. Abraham, B., 1983, "Application of Intervention Analysis to a Road Fatality Series in Ontario", University of Waterloo, Ontario.

2. Adams, O.B., 1981, "Influence économique sur la santé des canadiens : analyse chronologique de taux canadiens de mortalité et de chômage, 1950-1977", Division de la santé, Statistique Canada 4-2303-563, Décembre.

3. Allsop, R.E. et E.D. Turner, 1984, "Road Casualties and Public Transport Fares in London", 12 p., présenté à University of Sussex, Angleterre, Juillet.

4. Baltagi, G.H. et J.M. Griffin, 1983, "Gasoline Demand in the OECD", European Economic Review 22, 117-137.

5. Belsley, D.A., 1983, "Extensions of the Notion of Conditioning in Statistics", Manuscrit présenté à L'Université de Montréal, le 1er décembre 1983.

6. Bera, A.K., 1984, "The Use of Linear Approximation to Nonlinear Regression Analysis", Faculty Working Paper no 1621, College of Commerce and Business Administration, University of Illinois at Urbana-Champaign, February.

7. Bera, A.K. et C.R. McKenzie, 1984, "Alternative Forms and Properties of the Score Test", Faculty Working Paper no 1005, College of Commerce and Business Administration, University of Illinois at Urbana-Champaign, January.

8. Berzeg, K., 1982, "Demand for Motor Gasoline : a Generalized Error Components Model", Southern Economic Journal 49, 2, 462-471

9. Bhattacharyya, M.N. et A.P. Layton, 1979, "Effectiveness of Seat Belt Legislation on the Queensland Road Tool - An Australian Case Study in Intervention Analysis", Journal of the American Statistical Association 74, 367, 596-603.

10. Box, G.E.P. et D.R. Cox, 1964, "An Analysis of Transformations", Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 211-243.

11. Box, G.E.P. et G.M. Jenkins, 1976, Time-Series Analysis, Forecasting and Control, Holden-Day, San Francisco.

12. Box, G.E.P. et G.C. Tiao, 1975, "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", Journal of the American Statistical Association 70, 70-79.

13. Boyer, M. et G. Dionne, 1983, "Sécurité routière : efficacité, subvention et réglementation", cahier # 8317, département de sciences économiques, Université de Montréal.

14. Burright, B.K. et J.H. Enns, 1975, "Econometric Models of the Demand for Motor Fuel", Rand Corporation, Santa Monica, California.

15. Carlson, W.L., 1979, "Gash Injury Prediction Model", Accident Analysis and Preventions 11, 137-153.

16. Carr, B.R., 1969, "Analyse statistique des accidents hors-agglomération de l'Ontario grâce à l'utilisation des données sur l'exposition au risque", Recherche Routière, Méthodes Statistiques dans l'Analyse des Accidents de la Route, O.C.D.E., 85-89.

17. Carr, B.R., H. Goldberg et C.M.L. Farbor, 1976, "La législation alcool et conduire", Direction de la sécurité automobile et autoroutière, ministère des Transports, Ottawa, Février.

18. Chenail, R., 1983, "Analyse de l'évolution à long terme de la sécurité routière au Québec", publication # 324, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, février.

19. Crète, J.-L., 1982, "Recherche de modèles prévisionnels pour la sinistralité en assurance automobile au Québec, chapitre de la responsabilité civile, dommages matériels", thèse de maîtrise, Faculté des sciences de l'administration, Université Laval, décembre.

20. Dagenais, M.G., M.J.I. Gaudry et T.C. Liem, 1984, "Urban Travel Demand : the impact of Box-Cox Transformations with Nonspherical Residual Errors", publication no 358, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

21. Dagenais, M.G., M.J.I. Gaudry et T.C. Liem, 1980, "Multiple Regression Analysis with Box-Cox Transformations and Nonspherical Residual Errors : A Transportation Application", publication # 166, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

22. Davies, D.R. et R. Parasumaran, 1982, The Psychology of Vigilance, Academic Press.

23. Deaton, A. et J. Muellbauer, 1980, "An Almost Ideal Demand System", American Economic Review 70, 312-326.

24. Dionne, G., 1984, "Le risque moral et la sélection adverse : une revue critique de la littérature", L'Actualité Economique, avril-juin, 193-224.

25. Eeckhoudt, L. et P. Hansen, 1984, "Mean-Preserving Changes in Risk with Tail-Dominance", cahier # 8413, département de sciences économiques, Université de Montréal.

26. Florian, M. et M. Gaudry, 1980, "A Conceptual Framework for the Supply Side in Transportation Systems", Transportation Research B 14, 1-8.

27. Florian, M. et M. Gaudry, 1983, "Transportation Systems Analysis : Illustrations and Extensions of a Conceptual Framework" Transportation Research B, 17, 147-153.

28. Gaudry, M.J.I., 1980, "A Study of Aggregate Bi-Modal Urban Travel Supply, Demand and Network Behavior Using Simultaneous Equations with Auto-regressive residuals", Transportation Research B, 14, 2, 29-58.

29. Gaudry, M., D. Baldino et T.C. Liem, 1984, "FRQ, un Fichier Routier Québécois", publication # 360, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

30. Gaudry, M.J.I. et M.G. Dagenais, 1979, "Heteroscedasticity and the Use of Box-Cox Transformations", Economics Letters 2, 3, 225-229.

31. Gaudry, M.J.I. et M.J. Wills, 1978, "Estimating the Functional Form of Travel Demand Models", Transportation Research 12, 257-289.

32. Goldberg, L. et J.D.J. Havard, 1968, Alcool et médicaments, Recherches sur la sécurité routière, O.C.D.E., Paris.

33. Grandall, R.W. et J.D. Graham, 1984, "Automobile Safety Regulation and Offsetting Behavior : Some New Empirical Estimates", American Economic Review 74, 2, 328-331.

34. Greene, D., 1982, "State-Level Stock System Model of Gasoline Demand" Transportation Research Record 801, 44-50.

35. Greene, D., 1984, "A Derived Demand Model of Regional Highway Diesel Fuel Use, à paraître dans Transportation Research B, 19 p..

36. Haince, S., 1981a, "Le port de la ceinture de sécurité, son influence dans les accidents mortels lorsqu'un véhicule a été submergé ou a pris feu", Service d'études en sécurité routière, ministère des Transports du Québec, janvier.

37. Haince, S., 1981b, "Etude concernant l'usage de la ceinture de sécurité dans la région du Saguenay, Lac-St-Jean", Service d'études en sécurité routière, ministère des Transports du Québec, février.

38. Hauer, E., F.J. Ahlin et J.S. Bowser, 1982, "Speed Enforcement and Speed Choice", Accident Analysis and Prevention 14, 4, 267-278.

39. Hartmann, J.W., F.E. Hopkins et D.B. Cato, 1982, "Short-Term Forecasting of Gasoline Demand", Transportation Research Record 801, 22-28.

40. Hirshleifer, J. et J.G. Riley, 1979, "The Analytics of Uncertainty and Information - An Expository Survey", Journal of Economic Literature 17, 1375-1421.

41. Hoxie, P., D. Skinner et G.H. Wary, 1984, "Socio-Economic Influences on Highway Fatalities : an Empirical Investigation", Report no DOT-HS-806-5[illegible], NTIS, Springfield, Virginia, February.

42. Joksch, H.C., 1976, "Critique of Sam Peltzman's Study on the Effects of Automobile Safety Regulation", Accident Analysis and Prevention 8, 129-137.

43. Labiale, G., 1982, "Influence du comportement du conducteur sur la consommation de carburant", rapport # 58, Institut de recherche sur les transports, Arcueil, France, mai.

44. Lai, P.W., 1980, "Model of Injury Severity Allowing for Different Gradings of Severity : Somme applications Using the British Road Accident Data", Accident Analysis and Prevention 12, 221-239.

45. Liddell, F.D.K., 1982, "Motor Vehicle Accidents (1973-6) in a Cohort of Montreal Drivers", Journal of Epidemiology and Community Health 36, 140-145.

46. Liem, T.C., M.G. Dagenais et M.J.I. Gaudry, 1983, "L-1.1 : A Program for Box-Cox Transformations in Regression Models with Heteroskedastic and Autoregressive Residuals", publication # 301, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

47. Lipsett, M.B., 1978, "Steroid Hormones", p. 80-90, dans Yen, S.C.S. et R.B. Jaffe, Reproductive Endocrinology, Physiology, Pathophysiology and Clinical Management, W.B. Saunders Co.

48. Maag, U.R., M. Bienvenu, R. Bourbeau et C. Laberge-Nadeau, 1982, "Estimation of Road Crash Mortality in Canadian Provinces" 26th Annual Proceedings, American Association for Automotive Medicine, October.

49. Moffet, D. et G. Groleau, 1982, "L'impact du poids des automobiles sur la sévérité dans les accidents de la route au Québec pour les années 1978, 1979 et 1980", Cahier # 8203, Département d'économique, Université Laval, février.

50. Neyroud, M., 1976, "Consommation des médicaments des usagers de la route : comportement et risques", Programme d'études 1976. Notes de synthèse. ONSER, Arcueil, France.

51. Page, E.W., C.A. Villie et D.B. Ville, 1972, Human Reproduction, W.B. Saunders Co., 458 p.

52. Palmer, M.R. et J.B. Toomath, 1974, "Traffic Research Report : An Interim Evaluation of the Compulsory Seat Belt Law", Ministry of Transport, Wellington, New Zealand.

53. Paquet, P., 1980, "Evaluation concernant le port de la ceinture de sécurité sur les autoroutes 10, 15, 20, 40 et la route provinciale 138, effectuée les 12, 13 et 14 août 1980", Service d'études en sécurité routière, ministère des Transports du Québec, décembre.

54. Paquet, P. et A. Viel, 1982, "Evaluation du port de la ceinture de sécurité au Québec en 1981", Service de la recherche et de la statistique, Régie de l'Assurance Automobile du Québec, mars.

55. Partyka, S.C., 1983, "Simple Models of Fatality Trends Using Employment and Population Data", Research Notes, U.S. Department of Transportation, National Highway Traffic Safety Administration, Washington, D.C., August.

56. Peltzman, S., 1975, "The Effects of Automobile Safety Regulation", Journal of Political Economy 83, 4, 677-725.

57. Peltzman, S., 1976, "The Effects of Automobile Safety Regulation : Reply", Accident Analysis and Prevention 8, 139-142.

58. Pichette, F., 1984, "Profil des titulaires de permis de conduire 1970-1982", Direction de la statistique, Régie de l'Assurance Automobile, mai.

59. Rao, C.R., 1948, "Large Sample Tests of Statistical Hypotheses Concerning Several Parameters with Applications to Problems of Estimation", Proceedings of the Cambridge Philosophical Society 44, 50-57.

60. Recherche Routière, 1978, "Nouvelles recherches sur le rôle de l'alcool et des médicaments dans les accidents de la route, O.C.D.E., septembre.

61. Rodekohr, M., 1982, "Generalized Box-Cox Function and the Demand for Petroleum Products : Energy, Information Administration", U.S. Department of Energy (forthcoming in 1982).

62. Sabbey, B.E., 1978, "A Review of Drinking and Drug-Taking in Road Accidents in Great Britain", Transportation and Road Research Laboratory, Supplementary Report 441.

63. Statistique Canada, 1981, "Enquête sur la consommation de carburant des automobiles", Groupe des enquêtes spéciales, Rapport # 4-2221-508, Ottawa, mai.

64. Skegg, D.C.G., S.M. Richards et R. Doll, 1979, "Minor Tranquillisers and Accidents", British Medical Journal 1, 917-919.

65. Stein, M. et M.A. Beauregard, 1983, "A Comparison of the Application of Multivariate Time Series Analysis and Structural Econometric Models for Projections of U.S. Accident Trends", ABT Associates, Cambridge, Mass. June.

66. Sweeney, J., 1979, "Passenger Car Gasoline Demand Model", Standford University, November.

67. Tishler, A., 1983, "The Demand for Cars and Gasoline", European Economic Review 10, 271-287.

68. Vallin, J. et J.C. Chenais, 1975, "Les accidents de la route en France : mortalité et morbidité depuis 1953", Population 3, 443-477.

69. Wald, A., 1983, "Tests of Statistical Hypotheses Concerning Several Parameters when the Number of Observations is Large", Transactions of the American Mathematical Society 54, 426-487.

70. Willson, J.R., C.T. Beecham et E.R. Carrington, 1971, Obstetrics and Gynecology, C.V. Mohsby and Co., 3rd Printing.

71. Wiorkowski, J.J. et R.F. Heckard, 1977, "The Use of Time-Series Analysis and Intervention Analysis to Assess the Effects of External Factors on Traffic Indices : a Case Study of the Effects of the Speed Limit Reduction and Energy Crisis in the State of Texas", Accident Analysis and Prevention 9, 229-247.

72. Yen, S.C.S. et R.B. Jaffe, 1978, Reproductive Endocrinology, Physiology, Pathophysiology and Clinical Management, W.B. Saunders Co., 579 p.

73. Zuckerman, S., 1952, "The Influence of Sex Hormones on the Performance of a Learned Response", p. 34-44 dans Hormones Psychology and Behaviour and Steroid Hormones Administration, Eiba Foundation Colloquia on Endocrinology, J. and A. Churchill Ltd. London, 380 p.

RÉFÉRENCES

1. *Théorie du risque et de l'assurance*

1. Boyer, Marcel et Georges Dionne, 1982, "Riscophobie et étalement à moyenne constante : analyse et applications", cahier # 8229, département de sciences économiques, Université de Montréal.

2. Boyer, Marcel et Georges Dionne, 1982, "The Choice Between Equivalent Variations in the Probability and Magnitude of Loss", cahier # 8230, département de sciences économiques, Université de Montréal.

3. Boyer, Marcel et Georges Dionne, 1983, "The Riskiness of Equivalent Governmental Policies", cahier # 8319, département de sciences économiques, Université de Montréal.

4. Cannon, C.M. et Z.W. Kmietowicz, 1974, "Decision Theory and Incomplete Knowledge", Journal of Management Studies 11, 3, 224-32.

5. Dionne, George, 1982, "Moral Hazard and State-Dependent Utility Function", The Journal of Risk and Insurance, 405-422.

6. Gander, James P., 1983, "A Utility-Theory Travel Demand Model Incorporating Automobile Speed and Uncertainty of Enforcement", rapport de recherche, University of Utah (à paraître dans Transportation Research B, 1984).

7. Hey, John D., 1979, Uncertainty in Microeconomics, New York University Press, New York.

8. Hirshleifer, J. et John G. Riley, 1979, "The Analytics of Uncertainty and Information - An Expository Survey", Journal of Economic Literature XVII, 1375-1421.

9. Nicholson, Walter, 1977, Microeconomic Theory. Basic Principles and Extensions, Second Edition, The Dryden Press : Hinsdale, Illinois.

10. Stiglitz, Joseph E., 1977, "Monopoly, Non-linear Pricing and Imperfect Information : the Insurance Market", The Review of Economic Studies vol. XLIV (3), no 138, 407-430.

2. *La demande de carburant*

11. Bendtsen, P.H., 1980, "The Influence of Price of Petrol and of Cars on the Amount of Automobile Traffic", International Journal of Transport Economics 7, 2, 207-213.

12. Cato, D., Rodekohr, M. et J.L. Sweeney, 1975, "Demand for Gasoline : Application of Commodity Hierarchy Theory", Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, (ASA), 260-264.

13. Dewees, D.N., Hyndman, R.M. et L. Waverman, 1975, "Gasoline Demand in Canada : 1956-1972", Energy Policy, 116-123.

14. Lee, W.L., 1982, "Demand for Travel and the Gasoline Crisis", Transportation Research Record 764, 38-42.

15. McGillivray, R.G., 1976, "Gasoline Use by Automobiles", Transportation Research Record 561, 45-56.

16. Mehring, J., 1976, "Potential Effect of Transport Fuel Price Increases on Energy Consumption", Transportation Research Forum, 1-6.

17. Preece, R.A., Harsangi, L.B. et H.M. Webster, 1978, "The Energy Demand Forecasting System of the National Energy Board", presented at the Canadian Energy Policy Modelling Conference, Vancouver.

18. Ramsey, J. Rasche, R. et B. Allen, 1975, "An Analysis of the Private and Commercial Demand for Gasoline", Review of Economics and Statistics 57, 502-507.

19. Reza, A.M. et M.H. Spiro, 1979, "The Demand for Passenger Car Transport Services and for Gasoline", Journal of Transport Economics and Policy 13, 3, 304-319.

20. Schou, K. et L.W. Johnson, 1979, "The Short-Run Price Elasticity of Demand for Petrol in Australia", International Journal of Transport Economics 6, 3, 357-364.

21. Sweeney, J.L., 1978, "Structural/Econometric Modeling of Gasoline Consumption", Proceedings of the Second Lawrence Symposium on Systems and Decision Science, Berkeley, California, 241-252, October 3-4.

3. *La fréquence des accidents*

A. *Modèles agrégés régionaux ou nationaux*

22. Fernandez-Giro, J.S.-G., 1969, "Accidents corporels association simple et plans de régression", Recherche routière, compte rendu du symposium sur l'utilisation des Méthodes statistiques dans l'analyse des accidents de la route, tenu au Road Research Laboratory, Crowthorne, Royaume-Uni, 14-15 et 16 avril 1969.

23. Haight, Frank A., 1984, "Why the Per Capita Traffic Fatality Rate is Falling", présenté au 63rd Annual Meeting of The Transportation Research Board, Washington, D.C., January 1984.

24. Hedlund, James, Robert Arnold, Ezio Cerrelli et Susan Partyka, "An Assessment of the 1982 Traffic Fatality Decrease", rapport de recherche, National Highway Traffic Safety Administration.

25. Hedlund, James H., 1984, "Fatality Trend Models", Mathematical Analysis Division, NHTSA-DOT.

26. Joksch, H.C. et H. Wuerdemann, 1973, "Estimating the Effects of Crash Phase Injury Countermeasures II. The Fatality Trend and its Modification by Countermeasures, Accident Analysis and Prevention 5, 1-26.

27. Joksch, H.C. et H. Wuerdemann, 1972, "Estimating the Effects of Crash Phase Injury Countermeasures I. The Reduction of the Fatality Risk" Accident Analysis and Prevention 4, 89-108.

28. Koshal, Rajindar K., 1976, "Deaths from Road Accidents in the United States", Journal of Transport Economics and Policy, 10, 3, September, 219-226.

29. Morlat, G. et A. Ropars, 1969, "Recherche de facteurs explicatifs de l'évolution de la fréquence des accidents de la route par des régressions multiples", Recherche routière, compte rendu du Symposium sur l'utilisation des Méthodes statistiques dans l'analyse des accidents de la route, tenu au Road Research Laboratory, Crowthorne, Royaune-Uni, 14-15 et 16 avril 1969.

30. O'Neill, Brian, 1983, "Recent Trends in Motor Vehicle Crash Deaths", Insurance Institute for Highway Safety, Washington, DC.

31. Robertson, Leon S., 1977, "A Critical Analysis of Peltzman's "The Effects of Automobile Safety Regulation"", Journal of Economic Issues XI, 3, 587-600.

32. Robertson, Leon S., 1977, "Rejoinder to Peltzman", Journal of Economic Issues, XI, 3, 679-683.

33. Smeed, R.J. et G.O. Jeffcoate, 1969, "Conséquences de l'évolution de la motorisation de divers pays sur le nombre de décès sur route", Recherche routière, compte rendu du Symposium sur l'utilisation des Méthodes statistiques dans l'analyse des accidents de la route, tenu au Road Research Laboratory, Crowthorne, Royaume-Uni, 14-15 et 16 avril 1969.

34. Tihansky, Dennis P., 1974, "Impact of the Energy Crisis on Traffic Accidents", Transportation Research, 8, 481-92.

35. Trichopoulos, D., A. Tsachageas, J. Papadakis, V. Kalapothaki, et A. Koutselinis, 1975, "Factors Related to Mortality from Motor Vehicle Accidents in European Countries in 1970", Accident Analysis and Prevention 7, 9-13.

B. *Variables individuelles ou niveau d'agrégation faible*

36. Biecheler-Fretel, Marie-Berthe et Sylvain Lassarre, 1984, "Alcool et conduite - la loi de juillet 1978 : un effet nuancé", Recherche Transports Sécurité, 2, 4-9.

37. Fell, James C., 1983, "Tracking the Alcohol Involvement Problem in U.S. Highway Crashes", 27th Annual Proceedings, American Association for Automotive Medicine, October 3-6, 1983, San Antonio, Texas.

38. Grattan, E. et G.O. Jeffcoate, 1968, "Medical Factors and Road Accidents" British Medical Journal 75-79.

39. McCornack, D.C., 1983, "The Effects of Government Regulation on Teenage Motor Vehicle Mortality", National Bureau of Economic Research, New York.

40. Mercer, William, 1984, "Alcohol-Related Casualty Traffic Accidents in British Columbia", Ministry of Attorney General, Province of British Columbia, Canada.

41. Munro, Douglas M., 1982, "Safety Prediction Models : a Literature Survey", working paper # 11, University of Toronto/York University.

42. Palmer, Phyllis O., 1979, "The Effects of Biorhythms on Road Accidents" Transport and Road Research Laboratory, Crowthorne, Berkshire.

43. Pfundt, K., 1969, "Trois difficultés dans la comparaison des taux d'accidents", Recherche routière, compte rendu du Symposium sur l'utilisation des Méthodes statistiques dans l'analyse des accidents de la route, tenu au Road Research Laboratory, Crowthorne, Royaume-Uni, 14-15 et 16 avril 1969.

44. Roosmark, P.o. et R. Fräki, 1969, "Etude des effets de l'environnement routier et des caractéristiques de la circulation sur les accidents de la route", Recherche routière, compte rendu du Symposium sur l'utilisation des Méthodes statistiques dans l'analyse des accidents de la route, tenu au Road Research Laboratory, Crowthorne, Royaume-Uni, 14-15 et 16 avril 1969.

45. Scott, P.P., 1984, "Modelling Time-Series of British Road Accident Data", présenté au Workshop on the Methodology of Modelling Road Accident and Injury Patterns, Sussex, July 1984.

4. *Autres éléments*

46. Nilsson, Göran, 1984, "Methods and Data in Order to Describe the Traffic Safety Situation", Swedish Road and Traffic Research Institute, Linköping, Sweden.

47. Norman, L.G., 1962, Les accidents de la route, Epidémiologie et prévention, Cahiers de santé publique, Organisation mondiale de la santé, Genève.

48. Winston, Clifford et Fred Mannering, 1984, "New Evidence on the Demand for Safety and the Behavioral Response to Safety Regulation", American Economic Review 74, 2, 316-319.

ANNEXE 1

TESTS DE FORME FONCTIONNELLE ET D'HÉTÉROSCÉDASTICITÉ

ANNEXE 1

Tests de forme fonctionnelle et d'hétéroscédasticité

Nous avons fait des tests de forme fonctionnelle et d'hétéroscédasticité sur un prédécesseur immédiat (# de code : I.N.6.R.) du modèle de référence (# de code : I.F.10.R). Le prédécesseur utilise des variables de surveillance policière distinctes pour la Sûreté du Québec et la police de la Communauté Urbaine de Montréal plutôt que le niveau de service combiné, et la variable MOP76 dans toutes les équations. Quelques variables supplémentaires (AUPPOP, MOCYPAD et CASQMOT) n'y sont ajoutées que dans les fonctions de performance. Deux variables auxiliaires DUM78RAU et SED78RAU n'y sont ajoutées que dans les équations NM, MO, COR, MBC et MTC. Enfin, dans toutes les équations, les 4 variables de chômage, de grossesse, de consommation de médicaments et d'alcool y sont définies par permis de conduire plutôt que par adulte. La plupart de ces différences entre les deux modèles ont constitué des variantes du modèle de référence. Comme 6 des variables supplémentaires sont des variables auxiliaires, les résultats des expériences rapportés ici ne sont sans doute pas significativement différents de ceux qui auraient été obtenus si les expériences avaient été faites sur le modèle de référence lui-même. Ces résultats sont présentés au tableau A-1.

La structure des expériences est la suivante. Toutes les équations ont une structure d'autocorrélation déterminée sur la forme du modèle qui utilise une transformation de Box-Cox commune à la variable dépendante et à toutes les variables indépendantes transformables (il s'agit du cas 2.1 dans le tableau A.1). La présence d'autocorrélation dans toutes les équations est

indiquée par le symbole AU+ dans la description des expériences. Chaque colonne représente une expérience où l'on modifie la forme fonctionelle, excepté les colonnes $2.3.F_1$ et $2.3.F_2$ où on détermine simultanément la forme fonctionnelle et l'hétéroscédasticité (en plus de l'autocorrélation). Les lignes présentent, pour une équation donnée, la valeur du logarithme de la vraisemblance. Deux grandes orientations sont prises dans la structure des expériences, selon qu'on s'intéresse (à structure d'autocorrélation donnée) à la forme fonctionnelle seulement ou à celle-ci et à l'hétéroscédasticité en même temps.

1.1. Forme fonctionnelle globale

On peut comparer

- les cas particuliers log-linéaire (0.1) et linéaire (1.1) au cas plus général avec 1 transformation de Box-Cox (2.1). Il y a un degré de liberté de différence entre les cas particuliers et le cas général. On peut vérifier à l'aide du tableau 3 qu'aucune des fonctions n'est linéaire ou log-linéaire;
- l'intérêt d'utiliser une transformation Box-Cox de la variables dépendante et une autre des variables indépendantes transformables: cas (3.1). La comparaison de (2.1) et (3.1) montre qu'il y a des gains très significatifs dans 5 ou 6 des équations mais certainement pas dans les équations GAR1 et ACC;
- l'intérêt supplémentaire de distinguer, parmi les variables explicatives, l'ensemble des variables de "niveau de base" et le reste des variables. La comparaison de (3.1) et de (4.1) montre qu'il n'y a pas de gains significatifs;

- l'avantage d'isoler une variable d'activité des autres ($5.1.F_1$) ou une variable de disponibilité de véhicules (5.1.Q), ou une variable de taille des véhicules ($5.1.C_1$), ou enfin une variable d'ébriété des conducteurs ($5.1.C_2$). Chacun de ces quatre cas comprend (4.1) comme cas particulier. Même lorsqu'on trouve facilement le maximum global (un maximum local est identifié par un X), il n'y a généralement rien d'intéressant à gagner.

1.2. Hétéroscédasticité de forme générale

A partir du cas "rentable" (2.1), on peut rechercher la présence d'hétéroscédasticité de forme très générale (E-2) à l'aide d'une variable ou l'autre des variables "de niveau" d'une équation. Dans les équations de demande routière, on utilise les niveaux d'activité économique F_1, F_2 ou* F_3 et dans les autres équations on utilise les variables de demande routière F_1 et F_2 correspondantes comme variable explicative de l'hétéroscédasticité dans (E-2). Comme deux degrés de liberté sont impliqués (un pour le δ et l'autre pour le λ_z) seules les équations DICR1 et MTC présentent des signes certains d'hétéroscédasticité.

Tous les résultats présentés ici ont été l'objet d'une vérification d'unicité de solution faite en considérant jusqu'à 4 solutions initiales différentes. La fonction de vraisemblance de l'équation NM présente plusieurs cas de solutions multiples. Les autres cas se produisent lorsqu'au moins 2 transformations de Box-Cox sont utilisées sur les groupes de variables explicatives.

---

* Ces variables sont définies dans la partie inférieure du tableau A.1. La description BC(1) + HG(F_1) de la colonne $2.3.F_1$ signifie que dans ce modèle à une transformation de Box-Cox on ajoute l'hétéroscédasticité de forme générale définie dans (E-2) en utilisant comme variable explicative $\hat{z}$ la variable F_1. Cette dernière varie d'équation en équation comme on peut le constater au petit tableau.

TABLEAU A.3 : Tests de forme fonctionnelle et d'hétéroscédasticité

Code :		0.1	1.1	2.1	2.3.F_1	2.3.F_2	3.1	4.1	5.1.F_1	5.1.Q	5.1.C_1	5.1.C_2
Description :	AU+	LOG	LIN	BC(1)	BC(1)+HG(F_1)	BC(1)+HG(F_2)	BC(2)	BC(3)	BC(4)	BC(4)	BC(4)	BC(4)
Box-Cox :	λ_y	0	1	$\tilde{\lambda}_0$	$\tilde{\lambda}_0$	$\tilde{\lambda}_0$	$\tilde{\lambda}_y$	$\tilde{\lambda}_y$	$\tilde{\lambda}_y$	$\tilde{\lambda}_y$	$\tilde{\lambda}_y$	$\tilde{\lambda}_y$
	λ_{x_1}	0	1				$\tilde{\lambda}_0$	(F_1,F_2,F_3)	(F_1)	(F_1,F_2,F_3)	(F_1,F_2,F_3)	(F_1,F_2,F_3)
	λ_{x_2}	0	1					$\tilde{\lambda}_0$	(F_2,F_3)	(Q)	(C_1)	(C_2)
	λ_{x_3}	0	1						$\tilde{\lambda}_{x_3}$	$\tilde{\lambda}_{x_3}$	$\tilde{\lambda}_{x_3}$	$\tilde{\lambda}_{x_3}$
Equation : ER	CAR1	72,680	93,764	101,830	101,505	---	102,188	101,460	103,65	101,68	106,64	---
	DICR1	-359,546	-326,513	-303,428	-295,010	---	-300,729	-298,750	-297,258	-298,036	-298,032	---
AC	MA	-304,022	-343,248	-300,102	-296,800	-299,498	-290,93	-290,868	-288,491	-290,718	-291,070x	-290,008
	NM	96,249	90,157	118,876	98,105x	122,248*	124,182*	124,532*	124,771	132,363*	124,870	124,863*
	MO	189,054	174,736	197,056	199,962	197,960	199,310	202,034*	204,701*	203,335	202,110	202,116*
	COR	83,388	88,859	113,175	114,127	115,884	119,608	120,044*	120,130	120,049	120,026x	120,166
	ACC	343,442	314,858	345,951	346,124	---	346,020	346,073	355,822	346,834	351,900	---
GR	MBC	496,791	470,915	520,583	non conv.	---	528,156	528,559	528,570	529,857	528,896	529,782
	MTC	380,385	380,683	384,354	390,009	388,141	387,436	387,742	387,758	390,215	387,511x	387,936

Equation :		CAR1	DICR1	MA NM MO COR ACC MBR MRT
Variable :	F_1 :	EIQP	LIVHAD	KMPARR1
	F_2 :	RSIDPQPE	RSIDPQ	DICR1
	F_3 :	LIVHADPE	VEHSF	-
	Q :	AUPPOP	VUIDIPAD	AUPPOP
	C_1 :	PPAS	---	PPAS
	C_2 :	ALTOTPP	ALTOTPP	ALTOTPP

(AU+) = autocorrélation plus
(*) = global
(x) = local
BC = Box-Cox
HG = hétéroscédasticité générale

ANNEXE 2

MODÈLE SUBSIDIAIRE

ANNEXE 2

Modèle subsidiaire

Nous avons formulé 3 modèles extrêmement simples pour chercher à détecter l'impact "d'interventions" sur le niveau du nombre d'automobiles per capita, du nombre de permis par voiture et de la consommation d'alcool par adulte. On trouvera au tableau A.2 les élasticités, paramètres d'autocorrélation et de forme fonctionnelle ainsi que diverses statistiques appropriées. Nous ferons un commentaire équation par équation.

2.1 Demande d'automobiles per capita

Le prix des automobiles, que l'on peut voir sur le graphique PRAAC, a moins d'importance que le coût de la vie PCBNETT. Puisque le signe de ce prix est négatif, l'automobile est un substitut aux autres biens. La participation à l'emploi a aussi un effet beaucoup trop faible. La variable la plus significative est l'intervention LOIAS. Sans doute les constantes saisonnières et la structure d'autocorrélation "blanchissent"-elles la série.

2.2 Demande de permis de conduire par automobile

La hausse du coût de la vie augmente la demande de permis, ce qui suggère que le permis est un complément aux autres biens. La loi de l'assurance automobile a augmenté la demande de permis mais l'effet décelé par le modèle est faible.

2.3 Demande d'alcool par adulte

L'alcool est défini comme le contenu alcoolique des diverses boissons alcooliques. L'élasticité-prix de la demande d'alcool est -0,99. Ceci suggère que des hausses supplémentaires des prix ou taxes réelles réduiraient les recettes, dans la mesure où le prix au détail est relié au contenu d'alcool pur des boissons; l'élasticité calculée pour 1982 est identique. Le prix réel des boissons alcooliques, montré au graphique PRBALC, a atteint un niveau égal à son maximum de 1970. Comme l'indique l'élasticité de l'indice des prix à la consommation, l'alcool est un substitut aux autres biens.

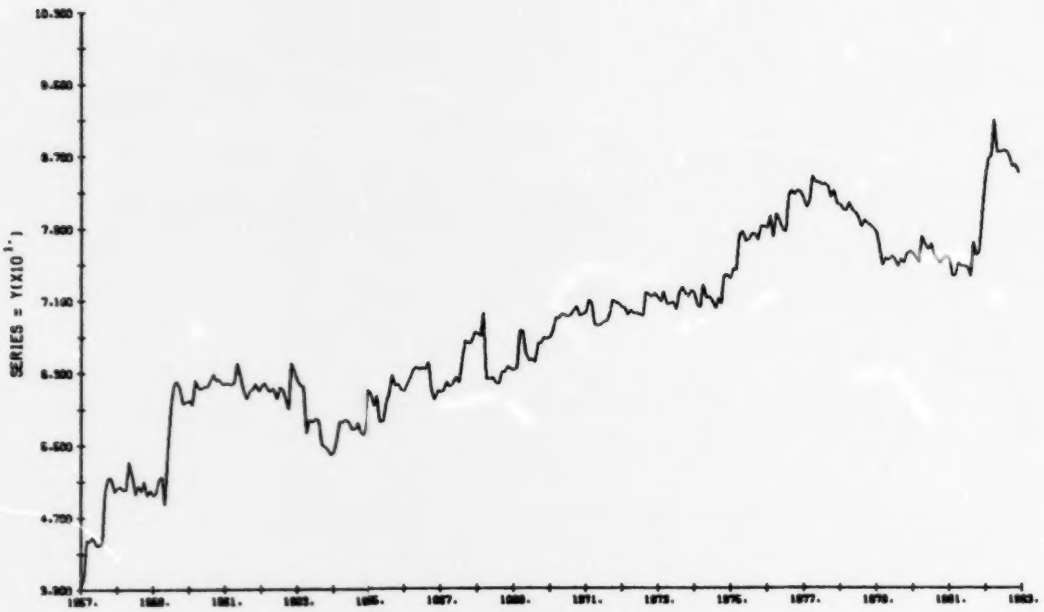
La loi sur l'ivressomètre a augmenté la demande d'alcool de 4%, la loi sur la vente du vin et du cidre dans les épiceries de 0,9% et la baisse de l'âge minimum pour acheter de l'alcool en juillet 1971 a augmenté la demande de 7,6%. Ajoutons que l'alcool a une élasticité-revenu de 0,50 et les ventes ont augmenté lors de l'Expo 67 et des Jeux Olympiques.

TABLEAU A.2 : Demande d'automobiles, de permis et d'alcool : élasticités directes, paramètres d'autocorrélation ou de forme fonctionnelle et statistiques t

		CODE NO. →	8	8	8
		DEP.VAR. →	AUPPOP	PERPA	PRALT
P	PRIX		AUPPOP	PERPA	PRALT
COUT REEL ENTR.VEH.NET(ESS,ASS,ACN)	ENTRNAS			.024 (.44) EL1	
PRIX REEL ASSURANCE AUTO, CANADA	PRASA			-.001 (-.07) EL1	
PRIX REEL ACHAT VEHICULES	PRAAC		-.008 (-.82) EL1		
IPC NET DU TRANSPORT AUTO ET CTCUM	PCBNETT		-.047 (-1.27) EL1	.123 (1.51) EL1	
PRIX REEL BOISSONS ALCOOLIQUES, MTL	PRBALC				-.990 (-3.28) EL1
INDICE PRIX CONSOMMATION MTL	PCB				-.105 (-2.19) EL1
N-L	RESEAUX -LOIS,REGLEMENTATION,POLICE		AUPPOP	PERPA	PRALT
LOI SUR IVRESSOMETRE(0.08) 01/12/69	POBPC *****				.040 (1.58)
V-G	CONSOMMATEURS - CARACT.GENERALES		AUPPOP	PERPA	PRALT
SALAIRE HORAIRE HEBDOMADAIRE REEL	SALRHMO			.055 (.66) EL1	.504 (4.26) EL1
TAUX DE PARTICIPATION A L'EMPLOI	PARTEMPL		.020 (.83) EL1		
LOI ASSURANCE AUTOMOBILE 01/03/78	LOIAS *****		-.003 (-2.54)	.004 (.67)	
V-A	CONSOMMATEURS - AGE		AUPPOP	PERPA	PRALT
DE 20 A 18 AGE ACHAT ALC. 29/07/71	AGAL2818 ********				.076 (2.96)
V-E	CONSOMMATEURS -EBRIETE OU VIGILANCE		AUPPOP	PERPA	PRALT
JOURS DE GREVE SOC.ALCOOLS DU QUE.	GRSAQ *****				-.141 (-7.08)
A	ACTIVITES FINALES ET INTERMEDIAIRES		AUPPOP	PERPA	PRALT
EXPO 1967	EX7 ---				.022 (.84)
JEUX OLYMPIQUES 1976	JO --				.006 (.06)
ET-AD	ET CETERA - ADMINISTRATIVES		AUPPOP	PERPA	PRALT
DOUBLE REGIME DE PERMIS DE CONDUIRE	DOURPER *******			-.003 (-.34)	
NOUV. REGIME DE PERMIS DE CONDUIRE	NREPER ******			.006 (.31)	
NOUV. FICHIER DE PERMIS DE CONDUIRE	NFIPER ******			.009 (1.22)	
VENTES VINS DANS EPICERIES 18/09/78	VINEP *****				.009 (.50)
ET-AG	ET CETERA - AGREGATION		AUPPOP	PERPA	PRALT
NOMBRE DE JOURS DE TRAVAIL PAR MOIS	WD				.471 (1.84) EL1
NOMBRE DE SAMEDIS PAR MOIS	SAT				.019 (.31) EL1
NOMBRE DE DIMANCHES,FETES PAR MOIS	SND				.062 (.97) EL1

...213

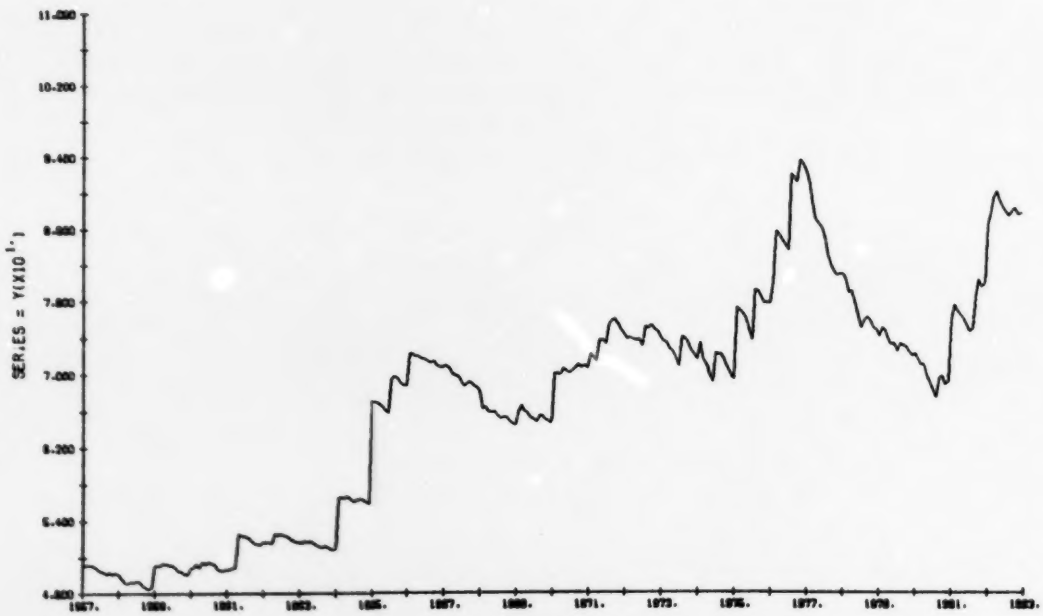
ET-SC = ET CETERA - SAISONNIERES,CONSTANTE		AUPPOP	PERPA	PRALT
VARIABLE AUXILIAIRE POUR JANVIER	JANVIER	-.000 (-1.05)	.000 (.05)	-.037 (-23.06)
VARIABLE AUXILIAIRE POUR FEVRIER	FEVRIER	-.000 (-1.22)	-.000 (-.99)	-.049 (-13.38)
VARIABLE AUXILIAIRE POUR MARS	MARS	-.000 (-.59)	-.000 (-1.57)	-.034 (-17.60)
VARIABLE AUXILIAIRE POUR AVRIL	AVRIL	.000 (.34)	-.001 (-1.97)	-.029 (-14.44)
VARIABLE AUXILIAIRE POUR MAI	MAI	.000 (1.15)	-.001 (-2.18)	-.023 (-10.13)
VARIABLE AUXILIAIRE POUR JUIN	JUIN	.000 (1.57)	-.001 (-2.21)	-.016 (-7.60)
VARIABLE AUXILIAIRE POUR JUILLET	JUILLET	.000 (1.75)	-.001 (-2.01)	-.012 (-6.89)
VARIABLE AUXILIAIRE POUR AOUT	AOUT	.000 (1.04)	-.000 (-1.31)	-.017 (-10.19)
VARIABLE AUXILIAIRE POUR SEPTEMBRE	SEPTEMB	.000 (.18)	-.000 (-.28)	-.029 (-14.68)
VARIABLE AUXILIAIRE POUR OCTOBRE	OCTOBRE	.000 (.34)	-.000 (-.25)	-.029 (-15.71)
VARIABLE AUXILIAIRE POUR NOVEMBRE	NOVEMBRE	.000 (.63)	-.000 (-.05)	-.025 (-14.63)
CONSTANTE DE LA REGRESSION	CONSTANT	-.345 (-.72)	.111 (2.09)	.124 (.21)
	CODE NO. =	B	B	B
	DEP.VAR. =	AUPPOP	PERPA	PRALT
AUTOCORRELATION				
	RHO 1	1.000 (22.51)	1.000 (12.77)	.170 (3.25)
	RHO 2	.783 (6.17)	.546 (2.83)	
	RHO 3	-.797 (-3.75)	-.606 (-2.38)	
	RHO 4	-.208 (-.80)	.095 (.48)	
	RHO 5	.711 (2.53)	.024 (.10)	
	RHO 6	-.999 (-6.29)	-.020 (-.07)	-.004 (-.07)
	RHO 7	.917 (4.48)	.017 (.05)	-.056 (-.89)
	RHO 8	-.543 (-2.01)	-.249 (-.82)	
	RHO 9	.153 (.50)	.103 (.32)	-.064 (-1.06)
	RHO 10	-.066 (-.19)	.201 (.64)	
	RHO 11	-.001 (0.00)	-.110 (-.37)	
	RHO 12	.048 (.33)	-.018 (-.12)	.255 (5.27)
TRANSFORMATIONS DE BOX-COX				
LAMBDA(X) ESTIME - GROUPE 1	EL1	-.215 (-2.18) (-12.32)	2.565 (1.84) (1.12)	-.432 (-3.92) (-13.00)
LAMBDA(Y) ESTIME	ELV	-.215 (-2.18) (-12.32)	2.565 (1.84) (1.12)	-.432 (-3.92) (-13.00)
LOG-LIKELIHOOD		1791.831	622.422	594.084
PSEUDO-(L)-R2		1.000	.997	.960
NOMBRE D'OBSERVATIONS		300	144	300
PERIODE D'ESTIMATION		14-313	170-313	14-313
NOMBRE DE VARIABLES INDEPENDANTES		16	20	24



ENTRNAS

COUT D'ENTRETIEN VEH. NET D'ESS.ASS.ET ACHAT (1956=39.6)

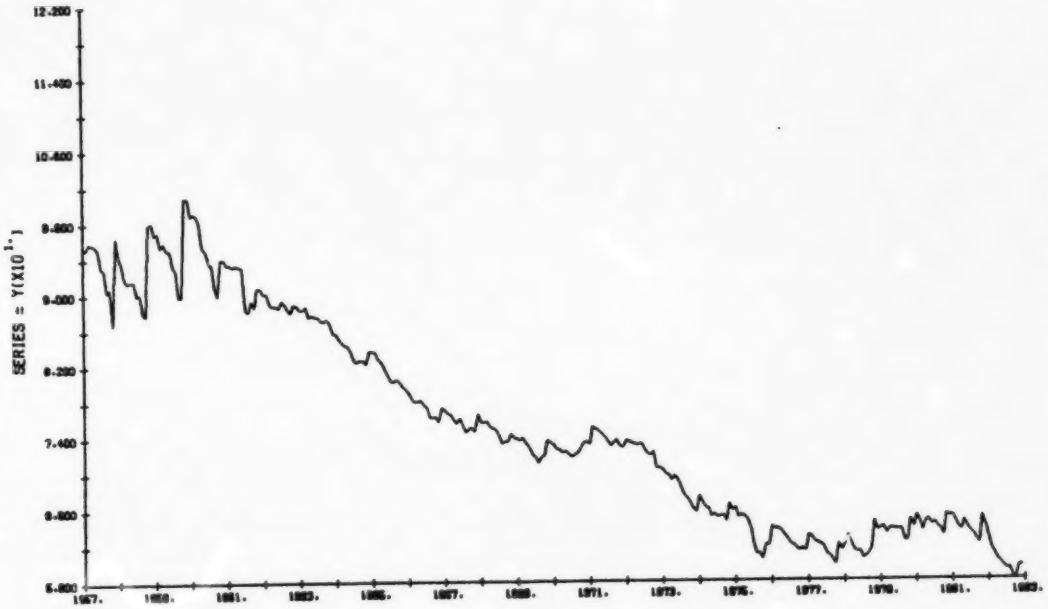
(JAN 1957 - DEC 1982)



PRASA

INDICE DU PRIX REEL DE L'ASSURANCE AUTO.CANADA (1956=49)

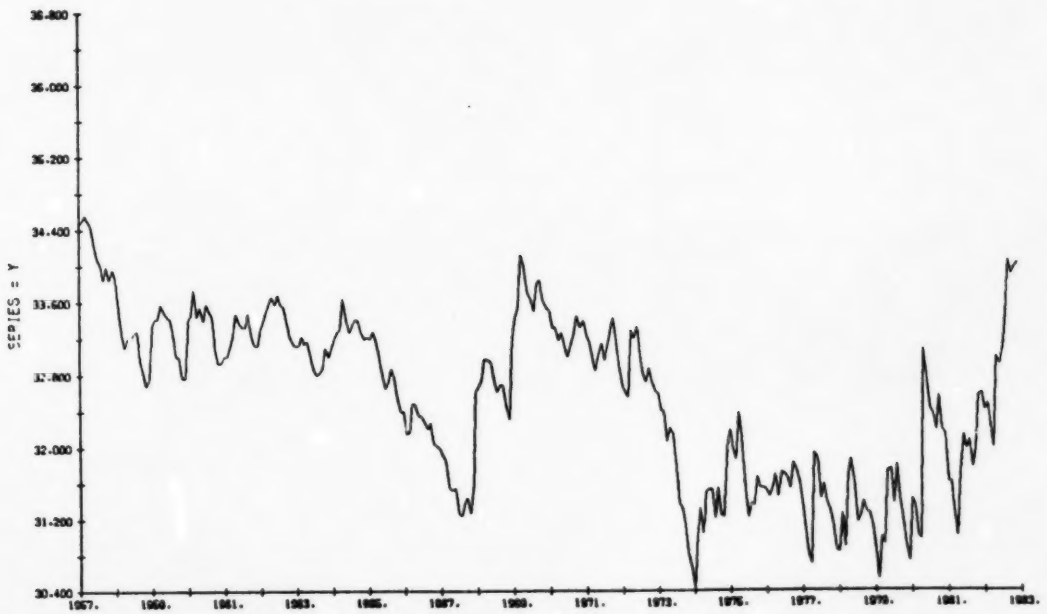
(JAN 1957 - DEC 1982)



PRAAC

INDICE DU PRIX REEL D'ACHAT DES VEHIC..CANADA (1956=92)

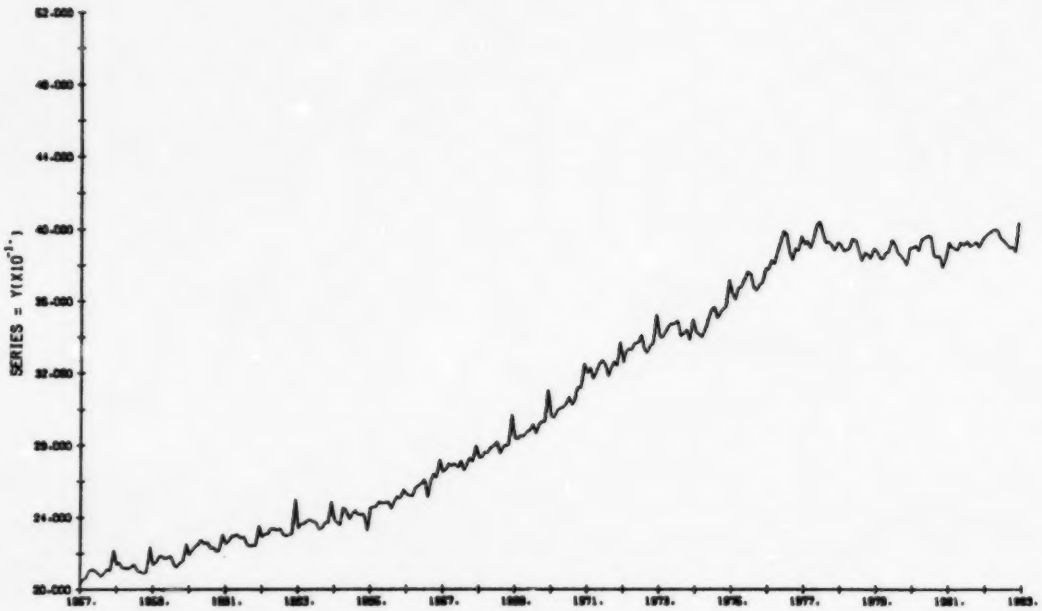
(JAN 1957 - DEC 1982)



PRBALC

INDICE DU PRIX REEL DES BOISSONS ALC., MTL (1956=34.4)

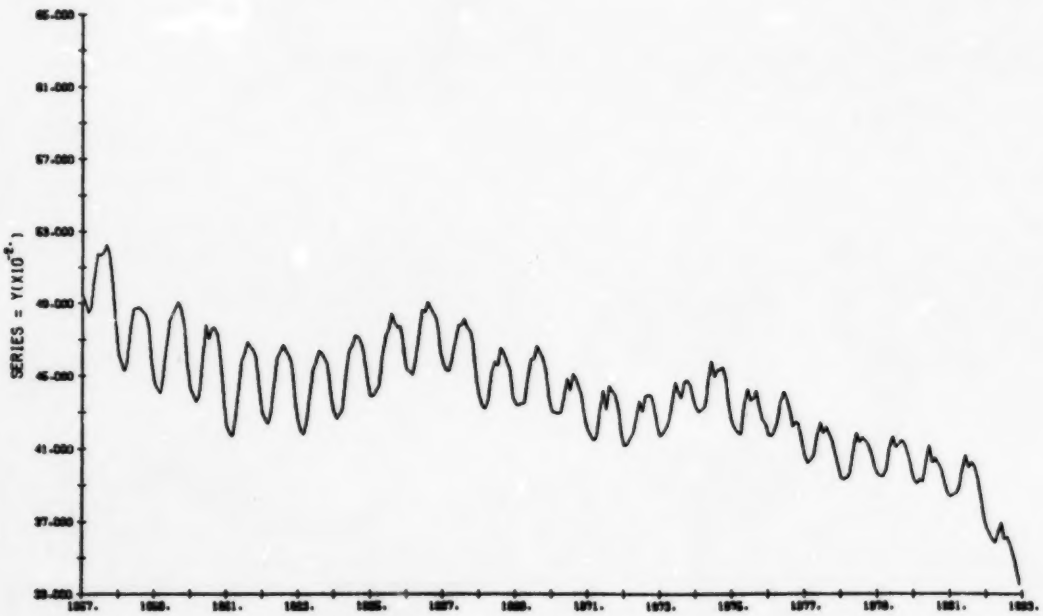
(JAN 1957 - DEC 1982)



SALRHMQ

SALAIRE HORAIRE REEL DANS SEC.MANUF.AU QUEBEC ($,1971)

(JAN 1957 - DEC 1982)



PARTEMPL

TAUX DE PARTICIPATION DE LA POP. À L'EMPLOI, QUEBEC

(JAN 1957 - DEC 1982)